# 互联网“捐赠箱”效应：增加“捐赠箱”对个体互联网捐赠意愿的影响*

赵远婕[1,2] 莫子川[3] 马京晶[1,2]

（[1]北京大学国家发展研究院；[2]北京大学全球女性领导力研究中心，北京 100871）

（[3]中山大学国际金融学院，广东 珠海 519082）

**摘 要** 本研究聚焦于当前互联网捐赠转化率普遍较低的问题，基于心理学理论，提出了一个能够影响和促进个体互联网捐赠意愿的潜在因素：增加“捐赠箱”(即，互联网“捐赠箱”效应)。通过 1 项模拟真实募捐平台的小程序实验和 5 项控制实验，本研究验证了该策略的有效性并揭示了背后机制：在互联网募捐情境中，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”为个体提供了一个感知难度较低的初始决策（即，是否“加入捐赠箱”比是否“立即捐赠”的决策难度低），从而提升了他们的决策意愿（即，加入捐赠箱意愿更高）。而这一初始决策会增强捐赠者与之相关的一致性动机，进而提高其后续捐赠意愿。此外，我们识别了互联网“捐赠箱”效应的边界条件：该效应在一致性偏好较低（vs. 较高）的个体中将被削弱。本研究丰富和拓展了捐赠行为决策相关的理论研究，并为公益行业从业者开展互联网公益实践提供了重要的启示与参考。

**关键词** 个体捐赠，互联网捐赠，决策难度，一致性动机，一致性偏好

**分类号** B849: C91

---

收稿日期：2023-10-08

* 国家自然科学基金(72002143, 72302249)，腾讯公益慈善基金会(TF-20220506-00007-0003, QT21006-3-9(与南都公益基金会)，比尔及梅琳达•盖茨基金会(OPP1183979, INV-004139)资助。

通信作者：马京晶，E-mail: jingjingma@nsd.pku.edu.cn

# 1 前言

## 1.1 问题提出

数字技术与慈善事业深度融合促进了互联网公益慈善的发展（贝恩, 2019）。相较于传统捐赠，互联网极大地降低了公众参与慈善事业的门槛（Adena & Huck, 2020; Kwak et al., 2018），让慈善事业得以与更广泛的社会公众建立联系。据中国互联网公益峰会发布数据[1]，仅在 2021 年，我国就有超过 100 亿人次点击、关注和参与互联网捐赠。尽管互联网技术提高了公益慈善事业的曝光度，但从“看见”到“捐赠”的转化率，却不尽如人意。数据显示，当前互联网捐赠转化率（捐赠转化率 ＝ 捐赠人次/曝光人次）仅约为 4%[2]。鉴于此，为了进一步促进公益慈善行业的发展，探索能够提高互联网捐赠转化率的有效策略显得尤为重要。

虽然互联网捐赠在公益慈善行业的影响力日益凸显，但学术界对此的讨论仍有待深入，当前仅有少量研究将视野聚焦于互联网捐赠情境，探讨了可能影响个体互联网捐赠行为的因素（如，Berliner & Kenworthy, 2017; 樊亚凤 等, 2019；Sepehri et al., 2021; Snyder et al., 2017; Smith et al., 2015; 王海燕 等, 2022）。例如，一项研究发现，互联网捐赠平台中所展示的过往“捐赠流水”信息，可能会成为捐赠者进行捐赠金额决策的参考锚，过往平均捐赠金额越高，他们的捐赠金额也可能越高（Smith et al., 2015）。再如，另一项研究发现当互联网捐赠平台使用多个捐赠金额（vs. 单个金额）选项时，将提升捐赠者的感知决策难度，从而抑制其互联网捐赠意愿（王海燕 等, 2022）。此外，还有部分研究关注了互联网募捐情境中的“随缘捐赠”（李婉悦, 周欣悦, 2020）、“关系认证”（王正位, 王新程, 2021）、“个性化推荐”（Lv & Huang, 2022）等功能对个体捐赠意愿的影响。回顾过往研究不难发现，它们大多囿于现有实践框架，聚焦于从当前互联网筹款实践中挖掘可能影响个体捐赠意愿的因素，鲜有研究突破现有实践框架的局限，探讨可能影响和促进个体互联网捐赠意愿的潜在因素和策略。

基于此，本研究旨在基于心理学理论，提出并验证一个能够影响和有效促进个体互联网捐赠意愿的潜在因素——增加“捐赠箱”，以期提高互联网捐赠转化率，助力解决当前互联网捐赠转化率普遍较低的现实问题，丰富和拓展捐赠行为决策影响因素的理论研究，为未来公益慈善事业的发展提供理论支持和实践指导。

## 1.2 增加“捐赠箱”对个体互联网捐赠意愿的影响

---

[1] 数据来源：https://chinanpo.mca.gov.cn/xwxq?newsType=6000&id=19480

[2] 数据来源：http://finance.youth.cn/finance_cyxfgsxw/201809/t20180918_11731849.htm

在互联网捐赠情景中，我们提出，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”将提高个体捐赠意愿，并将此效应称为互联网“捐赠箱”效应。“捐赠箱”是指与互联网购物平台里“购物车”相似的设计。参考“购物车”（Close & Kukar-Kinney, 2010; Kukar-Kinney & Close, 2010），“捐赠箱”被定义为能够暂时存放个体所选筹款项目，并支持他们进行增删调整、统一结算的辅助捐赠功能。在未增加“捐赠箱”的传统情景中，个体直接决定是否向筹款项目“立即捐赠”，而在增加“捐赠箱”的情景中，在决定是否“立即捐赠”之前，个体会面临一个是否将筹款项目“加入捐赠箱”的初始决策。本研究认为，互联网“捐赠箱”效应的产生是由于增加（vs. 未增加）“捐赠箱”为个体提供了一个感知难度较低的初始决策（即，是否“加入捐赠箱”比是否“立即捐赠”的决策难度低），从而提升了他们的决策意愿（即，加入捐赠箱意愿更高）。而这一初始决策会增强个体与之相关的一致性动机，进而提高其后续捐赠意愿。具体而言：

首先，从感知决策难度的角度（Broniarczyk & Griffin, 2014; Hanselmann & Tanner, 2008），我们认为，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”为个体提供了一个感知难度较低的初始决策（即，是否加入捐赠箱），从而提升了他们的决策意愿。感知决策难度是指个体对决策简单或困难的主观认知水平（Hanselmann & Tanner, 2008）。许多研究指出，个体感知到的决策难度水平与权衡难度（trade-off difficulty）息息相关：通常情况下，权衡难度越大，个体感受到的决策难度水平越高，反之亦然（Anderson, 2003; Thompson et al., 2009; Valenzuela et al., 2009）。其中，决策的成本和收益权衡（cost-benefit trade-offs）是决策中常见的权衡维度之一（Ge et al., 2023; Gul et al., 2021）。在当前研究中，当个体面对同一个筹款项目时，由于考虑是否向该项目“立即捐赠”的决策涉及不可逆的资金承诺，立即捐赠将给个体带来直接的经济成本，而考虑是否将该项目“加入捐赠箱”的决策则没有涉及直接的经济成本。因此，相较于是否“立即捐赠”决策，个体在面对是否“加入捐赠箱”决策时，几乎不需要在决策的成本和收益之间进行权衡。基于此，我们认为，在互联网捐赠情景中，个体在面对是否“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时的权衡难度更低，因此，感知决策难度水平更低。

过往大量研究发现，感知决策难度水平与个体决策意愿负相关。具体而言，研究发现当个体感知决策难度水平提升时，其决策意愿往往随之下降（如，Dhar, 1996; Iyengar & Lepper, 2000; Sela et al., 2009; Tversky & Shafir, 1992），或倾向于维持现状、不做出改变（如，Anderson, 2003; Luce, 1998）。例如，随着选择集扩大，个体感知到的决策难度随之提升，其购买意愿则随之下降（Iyengar & Lepper, 2000）；在较高（vs. 较低）权衡难度的环境中，个体更可能保持原来的产品选择（Luce, 1998）。相反，当个体感知决策难度水平下降时，其决策意愿

则随之上升（如，Cho et al., 2013; Valenzuela et al., 2009）。例如，当消费者进行产品定制时，相较于采用基于方案（by-alternative）的定制方式，基于产品属性（by-attribute）的定制方式能够降低其感受到的决策难度，从而提升他们的购买意愿（Valenzuela et al., 2009）。基于此，我们认为，当个体在面对是否“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，由于前者的感知决策难度更低，个体的决策意愿可能更高。

其次，从一致性动机的角度（Bator & Cialdini, 2006; Jussim et al., 1995），我们认为，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”将增强个体与其初始决策相关的一致性动机，从而提高其捐赠意愿。一致性动机是指人们有保持稳定的自我观念的动机，他们通过思考和行为来做到这一点，从而延续他们的自我观念（Lecky, 1945）。由于个体普遍有对一致性的需要（Festinger, 1954; Guadagno et al., 2001），过往许多研究发现，一旦个体做出了初始决策，他们与之相关的一致性动机将得到加强（如，Hsee et al., 2013; Kristofferson et al., 2014），并往往倾向于在后续相关决策中与初始决策保持一致（如，Freedman & Fraser, 1966; Gawronski & Strack, 2012; Hsee et al., 2013; Kristofferson et al., 2014; Pascual et al., 2016）。例如，若捐赠者在非公开（vs. 公开）环境中为一项公益项目提供了象征性支持（token support），他们的一致性动机将会增强，从而导致他们随后更可能为该公益项目提供实际支持（Kristofferson et al., 2014）。此外，单个问询效应（unit asking effect; Hsee et al., 2013）发现，若捐赠者在决定向一组受助者捐赠的金额之前，首先被询问他们愿意为单个受助者捐赠的金额，那么他们愿意向一组受助者捐赠的金额会增加。该效应的产生是由于捐赠者最初对受助者人数不敏感，随后出于对一致性的渴望促使他们向一组受助者捐赠更多。事实上，人们普遍倾向于将现在的自己视为相似的过去的自己——认为自己随着时间的推移是一致的（Ross, 1989）。如果对过往的行为做出更改，那么就意味着“否定”过去的自我（Savary & Dhar, 2020）。基于相似的逻辑，在互联网捐赠情景中，当增加（vs. 未增加）“捐赠箱”时，个体首先决定是否“加入捐赠箱”。一旦个体做出加入捐赠箱决策，他们在后续决定是否捐赠时，保持与初始决策一致的动机将增强。综上而言，我们认为，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”，为个体提供了一个感知难度较低的初始决策（即，是否“加入捐赠箱”比是否“立即捐赠”的决策难度低），从而提升了他们的决策意愿（即，加入捐赠箱意愿更高）。而这一初始决策会增强他们与之相关的一致性动机，进而提高其后续捐赠意愿。

基于以上论述，我们提出以下假设：

**$H_1$**：在互联网募捐情景中增加（vs. 未增加）“捐赠箱”，将提升个体捐赠意愿（即，互联网“捐赠箱”效应）。

**$H_2$**：互联网“捐赠箱”效应的产生是由于增加（vs. 未增加）“捐赠箱”为个体提供了一个感知难度较低的初始决策（即，是否“加入捐赠箱”比是否“立即捐赠”的决策难度低），从而提升了他们的决策意愿（即，加入捐赠箱意愿更高；$H_{2a}$），而这一初始决策会增强他们与之相关的一致性动机，进而提高其后续捐赠意愿（$H_{2b}$）。

### 1.3 一致性偏好的调节作用

根据我们的理论，如果互联网“捐赠箱”效应的产生源自于“捐赠箱”为个体提供了一个感知难度较低的初始决策，从而增强了捐赠者与其初始决策相关的一致性动机，那么，“捐赠箱”效应对于那些一致性偏好较低（vs. 较高）的个体而言可能会减弱。一致性偏好（preference for consistency）是指个体对诸如一致性、稳定性、可预测性等特征的重视程度（Cialdini et al., 1995; Nail et al., 2010）。一致性偏好较高的个体重视个人的一致性，通常情况下，他们倾向于与自己的前序态度、行为，以及承诺保持一致，尤其是当一致性概念突出时。相反，一致性偏好较低的个体倾向于变化，并不重视前序行为与后续行为是否契合（Guadagno & Cialdini, 2010; Guadagno et al., 2001）。因此，对于一致性偏好较高的个体而言，当他们做出了“加入捐赠箱”初始决策后，可能会增强其保持与初始决策一致的动机，相反，对于一致性偏好较低的个体而言，即使他们做出了“加入捐赠箱”初始决策，可能也难以增强其与初始决策相关的一致性动机。由此，我们认为：

**$H_3$**：个体的一致性偏好调节互联网“捐赠箱”效应：在一致性偏好较低（vs. 较高）的个体中，互联网“捐赠箱”效应将被削弱。

本研究通过 6 项实验对提出的假设进行了检验。具体地，实验 1 是一项模拟真实互联网募捐环境的小程序实验，通过开发增加/未增加“捐赠箱”两个版本的模拟募捐平台，并对比两个模拟募捐平台的筹款情况，结果显示，增加“捐赠箱”显著提高了个体的捐赠意愿（即，捐赠转化率更高）。随后，实验 2A、2B，和实验 3 通过三项控制实验，分别验证了互联网“捐赠箱”效应的背后共同作用机制：感知决策难度和一致性动机。最后，实验 4A 和 4B 通过两项控制实验分别测量和操纵了个体的一致性偏好，结果发现，互联网“捐赠箱”效应在一致性偏好较低（vs. 较高）的个体中被削弱，验证了互联网“捐赠箱”效应的边界条件。

## 2 实验 1：增加“捐赠箱”对个体互联网捐赠意愿的影响

实验 1 采用激励相容（incentive-compatible）的设计，旨在通过对比增加和未增加“捐赠箱”对个体互联网捐赠意愿的影响，检验互联网“捐赠箱”效应（$H_1$）。为此，本实验借鉴真实的互联网募捐平台设计，依托微信小程序技术开发了两个版本的模拟募捐平台（增加

“捐赠箱”vs. 未增加“捐赠箱”）。这两个模拟募捐平台除了是否增加“捐赠箱”功能以外，所有的设计和内容完全一致。由于本研究聚焦于探讨有助于提升互联网捐赠转化率的策略，因此，本实验的核心因变量是个体的捐赠意愿（即，被试是否选择捐赠）。此外，作为探索性分析，我们也在实验中统计了每位参与者所捐赠的项目数量和捐赠额。

## 2.1 实验设计和被试

本实验采用单因素组间实验设计，被试被随机分配到增加“捐赠箱”组或未增加“捐赠箱”组。采用 G*Power 3.1 软件（Cohen, 2013），当效应量 $w$ 为 0.25、期望功效值为 0.80 时，最小计划样本量为 126。在正式实验之前，我们在 Aspredicted 预注册了实验 1（https://aspredicted.org/X3Y_FZ1）。与传统实验不同，该实验涉及从问卷到小程序之间的跳转，并且这部分的数据必须通过被试在小程序中提供正确的实验 ID 才能进行匹配，同时由于我们采用线上远程实验的方式，存在部分被试不认真答题或在小程序中输入错误实验 ID 的情况，这可能会导致较高的被试流失率。为了确保能获得足够的有效样本，我们计划通过“营销研究室”公众号招募 300 名被试（该公众号是由国内几所知名高校营销系教授于 2015 年创立，用于消费行为研究和营销调研的平台。截至目前，该公众号已有超过 16,000 名关注者），实际实验过程中，共有 308 名被试参与了实验。在剔除不符合要求（未通过注意力检测、实验 ID 不匹配、实验条件不匹配）的 120 份问卷后，最终获得有效问卷 188 份（女性占比 47.87%，$M$ = 23.30 岁，$SD$ = 4.17 岁）。

## 2.2 实验流程

为了让被试的捐赠决策更真实，本实验设计了一个包含两部分的在线决策情景（实验流程如图 1）：“在线答题决策”和“在线捐赠决策”。被试首先可以通过参与在线答题决策获得报酬，随后，他们可以自愿将获得的报酬全部或部分捐赠给模拟募捐平台中的筹款项目。借此设计，我们希望被试使用其通过努力所获得的报酬进行捐赠决策，从而提升决策的卷入度。具体实验流程如下：

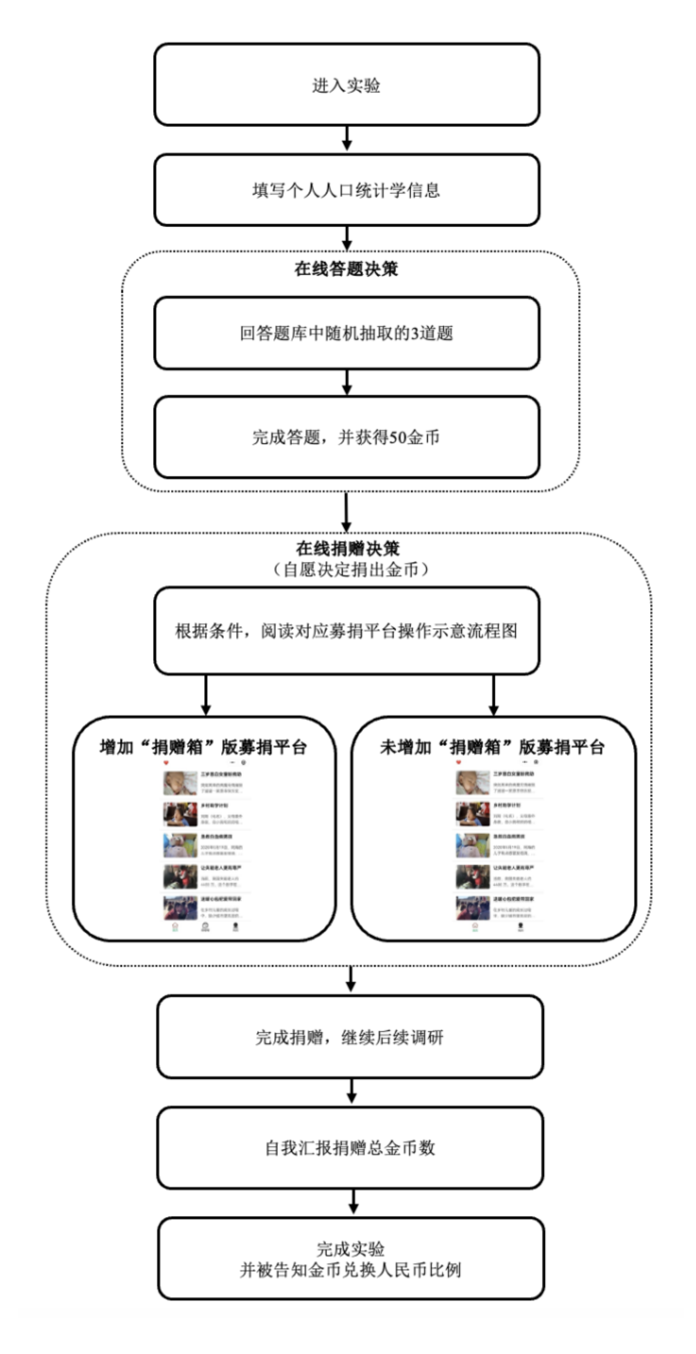



**图 1 实验流程图（实验 1）**

首先，所有潜在被试在招募信息中了解到，他们可以通过手机参与在线决策调研获得报酬，报酬金额取决于他们在调研中所做出的决策。愿意参与调研的被试可以根据招募信息中的腾讯会议号，进入线上实验会议室。在线上实验会议室里，研究者在屏幕上共享了“参与指南”。该“参与指南”再次对调研基本信息进行了说明，并提供了一个进入调研的二维码入口，被试可以通过使用微信扫描该二维码正式进入调研。

在进行答题决策前，被试首先需填写个人人口统计学信息（即，性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态）。紧接着，他们被告知答题决策情景中的报酬获取规则：通过答题获得金币，

金币数额由他们回答题目的正确率决定，并被告知该金币可以按照一个固定的比例兑换成人民币作为他们的报酬（10 金币 ＝1 人民币，该兑换比例在整个实验结束时被试才会知晓）。即，他们在答题决策中正确率越高，获得的金币数额越大，能够获得的最终报酬也越高。

在清楚了解答题决策规则后，被试开始正式答题。我们事先创建了一个题库，该题库包含了 6 道单选题，题目内容涉及数理、逻辑、常识等多个方面。系统会为每位被试从中随机抽取 3 道题，并要求他们在限定时间（每道题 15 秒左右）内进行作答。待被试完成所有答题后，系统不会公布正确答案，而是直接告知每位被试能够获得的金币数额。事实上，无论答题结果如何，每位被试均会获得 50 金币，作为其后续捐赠决策的初始资金。该答题决策情景设计有两方面考量：首先，本实验设计选择使用金币而非真实货币，是为了保持被试可支配的捐赠额量级与真实情景相似。根据 2022 年腾讯“99 公益日”（全球最大的年度公益活动之一）官方数据，我国捐赠者平均单笔捐款额约为 50 元人民币[3]。由于预算限制，我们难以为每位被试提供 50 元人民币报酬，因此，我们使用金币作为实验货币，以模拟真实捐赠行为。直至实验结束，被试才知晓金币与人民币的兑换比例。其次，本实验采用固定的 50 金币作为答题报酬，是为了保证每位被试在后续的在线捐赠决策中都拥有同样的初始捐赠资金。这样设计确保了在两个实验情景（增加“捐赠箱”vs. 未增加“捐赠箱”）中，被试的捐赠基准统一且可比。

在进行捐赠决策前，被试被告知捐赠决策情景中的捐赠规则：可将所获得的金币（即，50 金币）全部或部分捐赠给正在模拟捐赠平台上进行募捐的一个或多个项目。捐赠与否、捐赠多少完全取决于自愿。若选择捐赠，那么被试的最终报酬将是其所得金币减去捐赠金币，再乘以一个固定的兑换人民币比例（例如，若被试捐赠 10 金币，其最终报酬为：（50-10）*兑换人民币比例）。即，捐赠决策将直接影响被试获得的人民币报酬。同时，被试还被告知，平台上所有筹款项目均为正在互联网募捐平台筹款的真实项目。因此，他们所捐赠的金币也会由研究者按照同样的比例兑换成人民币，并捐赠给对应的真实项目。

在清楚了解完捐赠规则后，所有被试被随机分入两个实验情景中（增加“捐赠箱”vs. 未增加“捐赠箱”）。为了确保模拟募捐平台使用的流畅性，我们为两个实验情景分别制作了操作示意流程图：在进入模拟募捐平台前，被分到增加“捐赠箱”组的被试会看见一个包含如何登录平台、浏览筹款项目、使用“捐赠箱”，以及完成决策后如何退出登录等步骤的操作流程图；被分到未增加“捐赠箱”组的被试，则会看见一个包含如何登录平台、浏览、捐

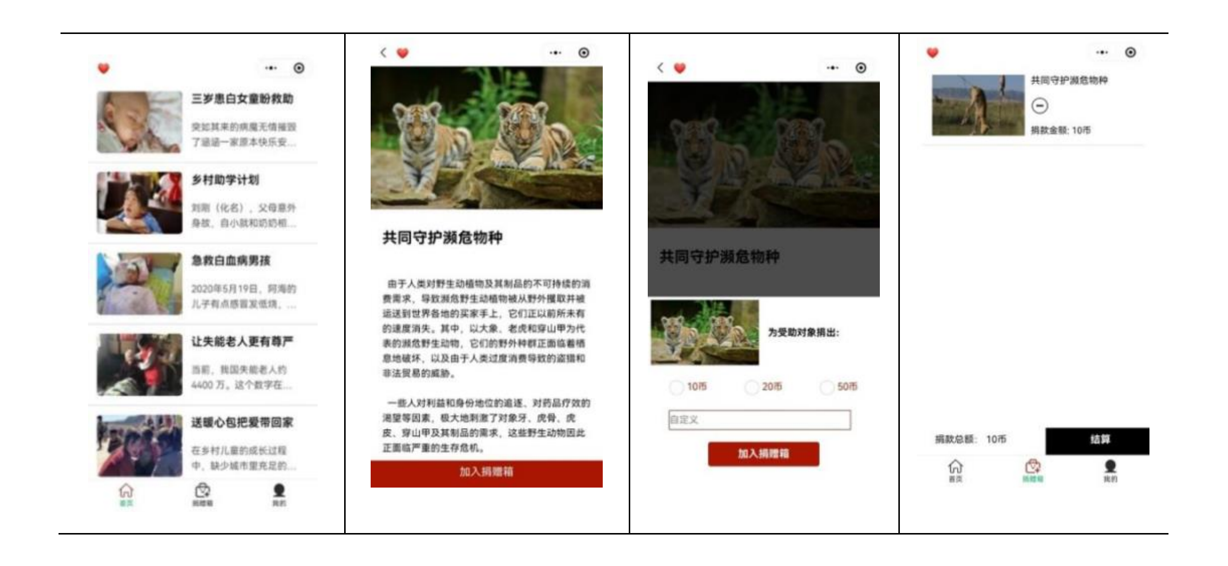
[3] 数据来源：http://www.rmzxb.com.cn/c/2022-11-11/3239466.shtml

赠筹款项目，以及完成决策后如何退出登录等步骤的操作流程图。在阅读完操作流程图后，每位被试会获得一个系统随机生成的 4 位数实验 ID 和模拟募捐平台的二维码，他们可以通过微信扫描该二维码进入相应的模拟募捐平台。

本实验所开发的模拟募捐平台设计与真实募捐平台相似，均包含列表页和详情页（如图 2）。被试登录平台后，首先进入列表页，此页按统一的格式展示了 50 个筹款项目，每个项目仅呈现部分信息（即，一个标题、一条简介和一张图片），被试可以通过滑动屏幕逐一浏览。这些筹款项目均为腾讯公益平台（即，中国最大的互联网公益慈善募捐平台之一）上的真实筹款项目，项目主题涵盖疾病救助、教育助学、济困救灾、环境保护、公益倡导等多个领域。但由于版权原因，部分项目信息经过了修改和调整。为了排除界面风格、募捐信息内容、项目排列顺序对被试捐赠决策的影响，两个模拟募捐平台在界面风格、募捐信息内容、项目排列顺序上完全一致。当被试对列表页中的某个筹款项目感兴趣时，可以点击该项目进入其详情页，深入了解受助对象的具体情况和募捐需求。

在详情页，两组被试会看见不同的捐赠操作选项（如图 2）：被分到增加“捐赠箱”组的被试，将在页面底部看见一个“加入捐赠箱”按钮，点击后，被试可以指定金币数额，将当前项目加入自己的“捐赠箱”中，随后再到“捐赠箱”里进行捐赠。同时，被试也可以根据个人偏好变化，对已经加入“捐赠箱”中的项目进行增删调整；而被分到未增加“捐赠箱”组的被试，将在同样的位置看见一个目前筹款实践中常见的“立即捐赠”按钮，点击后，他们可以指定金币数额，向当前项目立即捐赠。换言之，在增加“捐赠箱”组，被试的初始捐赠决策为是否将某个筹款项目加入“捐赠箱”，随后再决定是否捐赠；而在未增加“捐赠箱”组，被试则直接决定是否捐赠。与真实募捐平台一样，在两个版本模拟募捐平台中，被试均可以进行多次捐赠。在完成所有的捐赠决策后，被试被指引在模拟募捐平台上输入 4 位数实验 ID，然后点击“确认结束”退出平台。对于选择不捐赠的被试，他们可以遵循同样的步骤结束并退出平台。

| 增加“捐赠箱”版募捐平台 |
| --- |




未增加“捐赠箱”版募捐平台

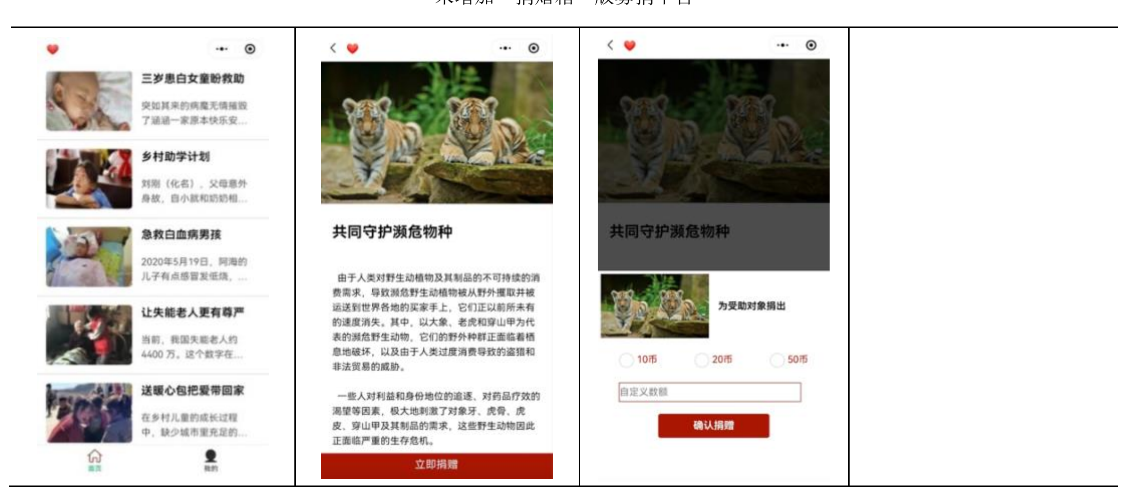



**图 2 增加 vs. 未增加“捐赠箱”的募捐平台界面（实验 1）**

当被试退出模拟募捐平台后，他们会回到问卷界面以完成后续调研。由于被试的捐赠决策可能受到其过往捐赠行为的影响（如，Gneezy et al., 2012），我们测量了被试的过往捐赠经历（“您之前是否在公益平台捐赠过？”；1 = 是，2 = 否）。此外，为了检验本研究中的激励相容设计是否有效，我们借鉴相关研究（Van Ittersum et al., 2013），通过两个问题测量了被试的捐赠决策在多大程度上反映了其真实偏好（“您在公益平台中的捐赠决策多大程度上反映了您的真实偏好？”；“您在公益平台中的捐赠决策多大程度上与您日常捐赠行为一致”；1 = 非常低，7 = 非常高；$r = 0.61, p < 0.001$）。结果显示，被试普遍认为其决策较好地反映了真实偏好（$M = 5.21, SD = 1.32$），并且在两个实验情景间没有显著差异（$F$ (1, 186) = 1.20, $p = 0.27$），验证了本研究中激励相容设计的有效性。

为了保证调研数据质量，我们在结尾处设置了一个注意力检测问题，要求被试汇报他们捐出的总金币数额。只有那些自我汇报的捐赠总额与模拟募捐平台上记录的捐赠总额匹配

的被试，会被用于后续分析。

以上信息填写结束后，被试被告知了金币兑换人民币的兑换比例。数据收集完成后，我们根据被试的捐赠额计算出他们的报酬，并通过支付宝转账的形式发放给了所有成功完成实验的被试。同时，我们将每位被试的捐赠额按照筹款项目进行汇总后，捐赠给了对应的真实项目，并将捐赠的详细信息在“营销研究室”公众号进行了公示[4]。

2.3 实验结果

进行数据分析之前，我们首先根据实验 ID 将被试在模拟募捐平台中的捐赠记录和问卷数据进行了匹配，其中 259 份问卷匹配成功。接着，核查数据时，我们发现有 2 份问卷的实验条件与其进入的募捐平台不符，因此也被排除（由于我们在实验预注册时未曾预料到该情况，因此，此排除条件未在预注册中列出）。随后，我们剔除了 69 份未通过注意力检测的问卷（即，自我汇报总金币数额与模拟募捐平台记录总金币数额不一致）。最终，我们获得了 188 份有效数据用于后续分析。

**捐赠意愿** 卡方分析结果显示，增加“捐赠箱”组的被试捐赠意愿显著高于未增加“捐赠箱”组（$\chi^2(1, N = 188) = 4.92, p = 0.027, \varphi = 0.16$；如图 3）。在增加“捐赠箱”版募捐平台中，78.26%的被试选择了捐赠；而在未增加“捐赠箱”版募捐平台中，捐赠的比例为 63.54%。换言之，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”的募捐平台捐赠转化率提升了 23.17%（23.17% = 78.26% / 63.54% – 1）。该结果表明，增加“捐赠箱”能显著提高个体捐赠意愿。$H_1$ 得以验证。

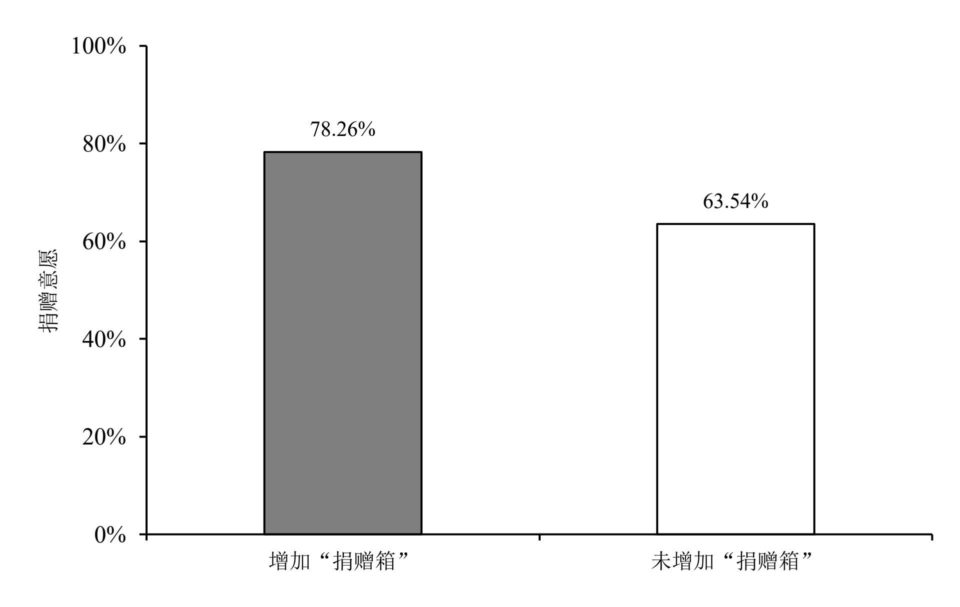



**图 3 增加 vs. 未增加“捐赠箱”对捐赠意愿的影响（实验 1）**

为了排除个体差异（性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历）对被试捐赠

[4] 信息公示：https://mp.weixin.qq.com/s/mM0zNn_us1eUtA7x4nZJkQ

意愿的影响，我们首先通过相关分析发现，只有性别与捐赠意愿显著相关（$r_{性别} = 0.15, p = 0.042$；完整相关分析结果详见附录 1）。因此，我们以实验情景（1 = 增加“捐赠箱”，0 = 未增加“捐赠箱”）为自变量，捐赠意愿为因变量（1 = 是，0 = 否），以性别为控制变量进行 logistic 回归分析，结果表明，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”对捐赠意愿的正向影响仍然边缘显著（$B = 0.65, SE = 0.34$, Wald $\chi^2 = 3.79, p = 0.052$, odds ratio = 1.92）。

**人均捐赠项目数量** 作为探索，我们以实验情景（1 = 增加“捐赠箱”，0 = 未增加“捐赠箱”）为自变量，每位被试的捐赠项目数量为因变量，单因素方差分析结果发现实验情景对人均捐赠项目数量的影响显著（$F(1, 186) = 15.00, p < 0.001, \eta^2 = 0.08$；如图 4）：增加（vs. 未增加）“捐赠箱” 版募捐平台的人均捐赠项目数量更高（$M_{增加“捐赠箱”} = 1.76, SD_{增加“捐赠箱”} = 2.00; M_{未增加“捐赠箱”} = 0.89, SD_{未增加“捐赠箱”} = 0.93$）。

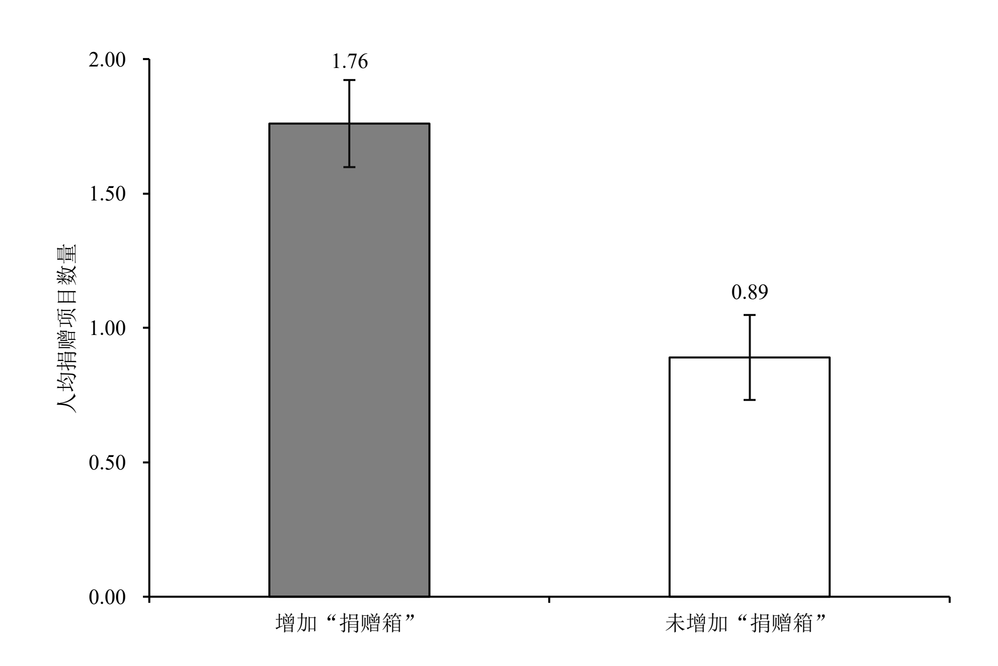



**图 4 增加 vs. 未增加“捐赠箱”对人均捐赠项目数量的影响（实验 1）**

**人均捐赠额和筹款总额** 作为探索，我们以实验情景（1 = 增加“捐赠箱”，0 = 未增加“捐赠箱”）为自变量，每位被试的捐赠额为因变量，单因素方差分析结果发现实验情景对人均捐赠额的影响不显著（$F(1, 186) = 0.62, p = 0.434; M_{增加“捐赠箱”} = 15.32, SD_{增加“捐赠箱”} = 15.82; M_{未增加“捐赠箱”} = 13.40, SD_{未增加“捐赠箱”} = 17.62$；如图 5）。然而，整体来看，增加“捐赠箱”版模拟募捐平台所获得的筹款总额，相较于未增加“捐赠箱”版高出了 9.56%（$T_{增加“捐赠箱”} = 1409$ vs. $T_{未增加“捐赠箱”} = 1286$; 9.56% = 1409/1286–1；如图 6）。

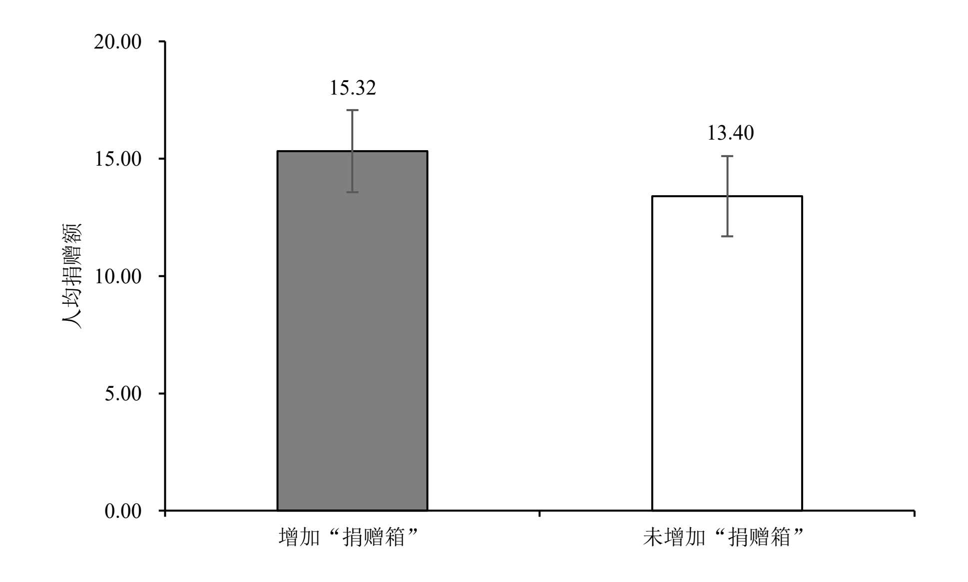



**图 5 增加 vs. 未增加“捐赠箱”对人均捐赠额的影响（实验 1）**

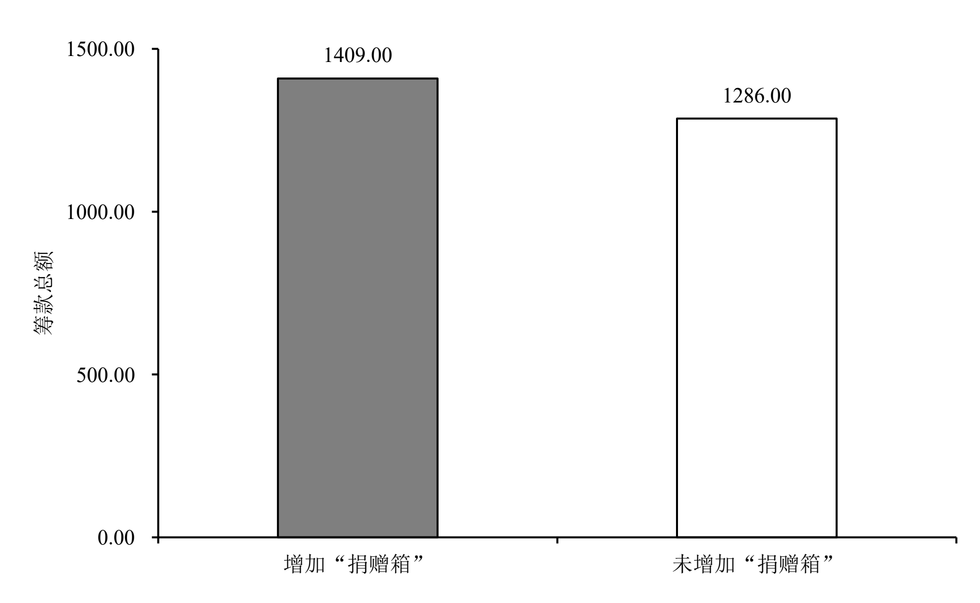



**图 6 增加 vs. 未增加“捐赠箱”对筹款总额的影响（实验 1）**

2.4 讨论

实验 1 通过开发两个版本的模拟募捐平台，对比了增加和未增加“捐赠箱”对个体捐赠意愿的影响，结果显示，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”显著提升了个体捐赠意愿，提高了募捐平台的捐赠转化率，验证了互联网情景中的“捐赠箱”效应。进一步探索分析发现，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”版募捐平台的人均捐赠项目数量显著更高。此外，探索分析还发现，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”版募捐平台的人均捐赠额没有显著差异。尽管如此，从筹款总额来看，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”版本的募捐平台筹款总额高了 9.56%。在接下来的实验中，我们将对互联网“捐赠箱”效应的共同作用机制：感知决策难度和一致性动机，进行分别检验。

## 3 实验 2A：决策难度在互联网“捐赠箱”效应中的作用

实验 2A 旨在通过对比捐赠者在面对“加入捐赠箱”和“立即捐赠”决策时的感知决策难度和决策意愿，检验决策难度在互联网“捐赠箱”效应中的作用（$H_{2a}$）。我们预测，在面对“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，捐赠者的决策难度更低，从而提升了其决策意愿。

### 3.1 实验设计和被试

本实验采用单因素组间实验设计，被试被随机分配到“加入捐赠箱”或“立即捐赠”组。采用 G*Power 3.1 软件（Cohen, 2013），当效应量 $f$ 为 0.25、期望功效值为 0.80 时，最小计划样本量为 128。在正式实验之前，我们在 Aspredicted 预注册了实验 2A（https://aspredicted.org/6WQ_HGG）。由于采用线上实验的方式，存在部分被试不认真答题的情况。为了确保能获得足够的有效样本，我们计划通过 InsightWorks[5]（https://www.insightworks.cn）平台招募 200 名被试。实际实验过程中，共有 215 名被试参与了实验。在剔除未通过注意力检测的 10 份问卷后，最终获得有效问卷 205 份（女性占比 59.02%，$M = 29.52$ 岁，$SD = 7.99$ 岁）。

### 3.2 实验流程

首先，被试被引导想象正在浏览“中国青少年发展基金会[6]”的官方网站。同时，我们向被试介绍了该网站的基本情况和捐赠流程。其中，被分到“加入捐赠箱”组的被试将看见包含“加入捐赠箱”的捐赠流程介绍（您可以将感兴趣的一个或多个项目先加入“捐赠箱”，随后再进行捐赠[类似于购物平台上的“购物车”]）；被分到“立即捐赠”组的被试将看见包含“立即捐赠”的捐赠流程介绍（您可以向感兴趣的一个或多个项目立即捐赠[类似于购物平台上的“立即购买”]）。

随后，我们向被试展示了其中一个正在该网站上募捐的筹款项目——“乡村助学计划”（该项目旨在为乡村儿童提供助学金）的界面截图（如图 7）。为了增强被试的卷入度，我们告知被试该项目是网站上正在募捐的真实筹款项目，并询问了被试的决策意愿。具体而言，在“加入捐赠箱”组，被试在界面截图中将看见项目的详情介绍，并会在页面底部看见一个“加入捐赠箱”按钮。他们随后被询问是否会将该筹款项目加入“捐赠箱”（“您是否会将‘乡村助学计划’加入您的捐赠箱”；1 = 再看看，7 = 加入捐赠箱）；在“立即捐赠”组，被

---

[5] InsightWorks 是国内专业的数据调研平台，其自有调研社区活跃用户超过 400 万人，样本分布覆盖全国 31 个省市自治区

[6] 此基金会真实存在，是由共青团中央发起成立、主管的具有慈善组织属性的 5A 级基金会

试将看见同样的项目详情介绍，不同的是，他们会在底部看见“立即捐赠”按钮。随后被询问是否会向该筹款项目立即捐赠（“您是否会向‘乡村助学计划’立即捐赠”；1＝ 再看看，7＝ 立即捐赠）。接下来，所有被试都评估了他们的感知决策难度（“将项目加入捐赠箱/向项目立即捐赠决策的难易程度为”；1＝ 非常容易，7＝ 非常困难）。最后，与实验 1 一样，我们测量了被试的过往捐赠经历（“您之前是否在公益网站捐赠过？”；1＝ 是，2＝ 否），并收集了人口统计学信息（性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态）。




**图 7 加入捐赠箱 vs. 立即捐赠实验情境中的筹款项目界面（实验 2A）**

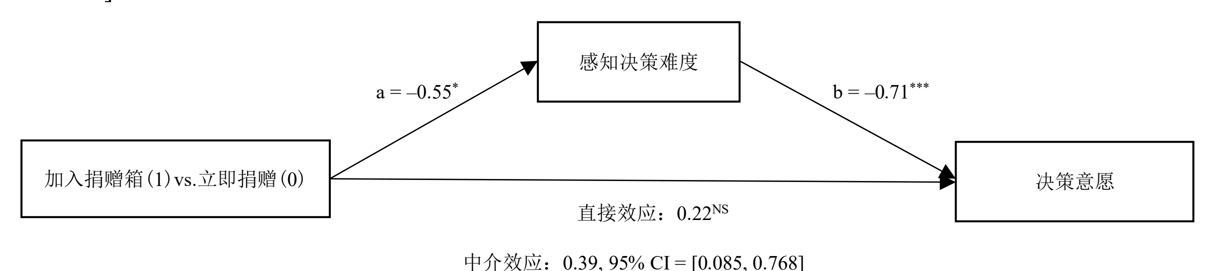
3.3 实验结果

**决策意愿** 以实验情景（1 ＝ 加入捐赠箱，0 ＝ 立即捐赠）为自变量，决策意愿为因变量，单因素方差分析结果显示实验情景对决策意愿的影响显著（$F$ (1, 203) = 4.57, $p$ = 0.034, $\eta^2$ = 0.02）：在面对“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，被试的决策意愿显著提高（$M_{加入捐赠箱}$ = 5.24, $SD_{加入捐赠箱}$ = 1.99; $M_{立即捐赠}$ = 4.62, $SD_{立即捐赠}$ = 2.12）。

**感知决策难度** 以实验情景（1＝ 加入捐赠箱，0＝ 立即捐赠）为自变量，感知决策难度为因变量，单因素方差分析结果显示实验情景对感知决策难度的影响显著（$F$ (1, 203) = 5.90, $p$ = 0.016, $\eta^2$ = 0.03）：在面对是否“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，被试的感知决策难度显著降低（$M_{加入捐赠箱}$ = 3.16, $SD_{加入捐赠箱}$ = 1.40; $M_{立即捐赠}$ = 3.71, $SD_{立即捐赠}$ = 1.82）。

**中介分析** 为了验证感知决策难度在实验情景与决策意愿之间的中介效应，本研究采用

了 Hayes（2013）的中介分析模型（Model 4，Bootstrapping 5000 次），以实验情景（1＝ 加入捐赠箱，0＝ 立即捐赠）为自变量，感知决策难度为中介变量，决策意愿为因变量。结果显示，“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）降低了被试的感知决策难度（$B = –0.55, SE = 0.23, t = –2.43, p = 0.016$）。在控制了实验情景对决策意愿的直接效应后（$B = 0.22, SE = 0.24, t = 0.92, p = 0.36$），感知决策难度负向影响被试的决策意愿（$B = –0.71, SE = 0.07, t = –9.68, p < 0.001$）。并且，感知决策难度的中介效应显著（95% CI = [0.085, 0.768]；如图 8）。该结果表明，当捐赠者面对是否“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时的感知决策难度更低，从而提升了其决策意愿。作为稳健性检验，为了排除个体差异的影响，与实验 1 相同，我们首先通过相关分析发现，家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历与决策意愿显著相关（$r_{家庭年收入} = 0.22, p = 0.001$; $r_{婚恋状态} = –0.16, p = 0.025$; $r_{过往捐赠经历} = –0.14, p = 0.048$; 完整相关分析结果详见附录 1）；家庭年收入与感知决策难度显著相关（$r_{家庭年收入} = –0.20, p = 0.003$; 完整相关分析结果详见附录 1）。因此，我们在原有中介模型中加入了家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历作为控制变量。结果表明，感知决策难度的中介效应依然显著（95% CI = [0.126, 0.776]）。$H_{2a}$ 得以验证。




中介效应：0.39, 95% CI = [0.085, 0.768]

注：***表示 $p < 0.001$，**表示 $p < 0.01$，*表示 $p < 0.05$，NS 表示 $p > 0.05$。

**图 8 感知决策难度的中介效应（实验 2A）**

### 3.4 讨论

实验 2A 通过控制实验，初步验证了互联网“捐赠箱”效应的其中一个共同作用机制，即，增加“捐赠箱”为捐赠者提供了一个感知难度较低的初始决策（即，是否“加入捐赠箱”比是否“立即捐赠”的决策难度低），从而提升了他们的决策意愿。然而，由于本实验关于感知决策难度的测量可能会让部分参与者理解为评估特定决策方向的决策难度（即，将筹款项目加入捐赠箱/向筹款项目立即捐赠的决策难度），而非评估整体决策难度（即，是否将筹款项目加入捐赠箱/是否向筹款项目立即捐赠的决策难度），从而导致感知决策难度与决策意愿的测量存在同义反复的可能，削弱机制的解释力。为此，实验 2B 将通过调整感知决策难度的测量表述，进一步验证感知决策难度的作用机制。

## 4 实验 2B：决策难度在互联网“捐赠箱”效应中的作用

作为实验 2A 的补充实验，实验 2B 采用激励相容（incentive-compatible）的设计，通过明确感知决策难度的测量表述，旨在对比个体在面对是否“加入捐赠箱”和是否“立即捐赠”决策时的感知决策难度和决策意愿，进一步检验决策难度在互联网“捐赠箱”效应中的作用（$H_{2a}$）。此外，为了验证效应的稳健性，在本实验中，我们采用了新的决策意愿测量方式：三分类选项测量（是、否、再想想）。

### 4.1 实验设计和被试

本实验采用单因素组间实验设计，被试被随机分配到“加入捐赠箱”或“立即捐赠”组。参考实验 2A 的数据结果，采用 G*Power 3.1 软件（Cohen, 2013），当效应量 *w* 为 0.20、期望功效值为 0.80 时，最小计划样本量为 241。在正式实验之前，我们在 Aspredicted 预注册了实验 2B（https://aspredicted.org/B8J_JWV）。与之前实验相似，我们计划通过 InsightWorks 平台招募 300 名被试。实际实验过程中，共有 307 名被试参与了实验。在剔除未通过注意力检测的 19 份问卷后，最终获得有效问卷 288 份（女性占比 56.94%，$M = 33.64$ 岁，$SD = 7.19$ 岁）。

### 4.2 实验流程

为了提升决策的卷入度，所有被试首先被告知他们有 10%的概率能被抽中获得 5 元额外报酬，额外报酬的发放规则取决于被试在实验中的决策：如果捐赠，那么 5 元额外报酬会由研究者真实地捐赠给他们捐赠的筹款项目；如果未捐赠，他们则可以获得该额外报酬。

接着，与实验 2A 相同，被试被引导想象正在浏览“中国青少年发展基金会”的官方网站，并对网站的基本情况和捐赠流程进行了了解。随后，我们向被试展示了与实验 2A 一致的“真实”筹款项目——“乡村助学计划”的界面截图（如图 7），并询问了被试的决策意愿。具体而言，根据不同的实验情境，被试所看见的项目界面截图略有不同：增加“捐赠箱”组被试将在图片底部看见一个“加入捐赠箱”按钮，并被询问是否愿意将该筹款项目加入“捐赠箱”（1 = 加入（是），2 = 不加入（否），3 = 再想想）；而未增加“捐赠箱”组被试则将在同样的位置看见一个“立即捐赠”按钮，并被询问是否愿意向该筹款项目立即捐赠（1 = 捐赠（是），2 = 不捐赠（否），3 = 再想想）。

接下来，所有被试都评估了他们的感知决策难度（“决定是否将筹款项目加入捐赠箱/是否向筹款项目立即捐赠的决策难易程度为”；1 = 非常困难，7 = 非常容易；分析时采用了反向编码）。最后，与之前实验一样，我们测量了被试的过往捐赠经历（“您之前是否在

公益网站捐赠过？”；1＝ 是，2＝ 否），并收集了人口统计学信息（性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态）。

实验结束时，所有被试都获悉了自己的抽奖结果。在此基础上，我们特别向被抽中的被试说明以上设计均为实验情境，他们做出的捐赠决策不会涉及真实捐赠，每位被抽中的参与者都将获得 5 元的额外报酬。随后，我们通过平台向所有被抽中的被试发放了额外报酬。

### 4.3 实验结果

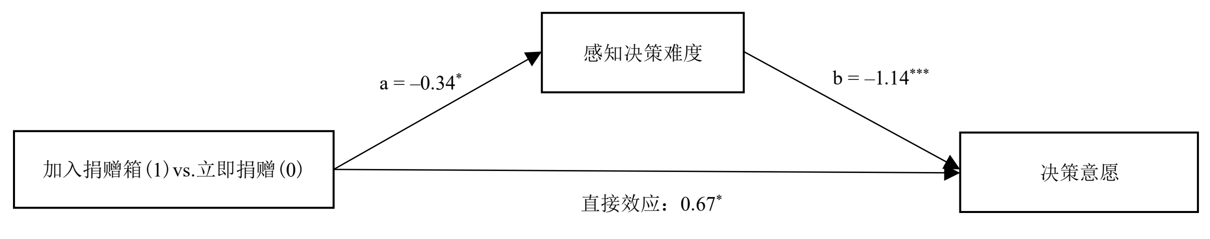
**决策意愿** 卡方分析结果显示，实验情景对决策意愿的影响显著（$\chi^2(2, N = 288) = 8.47$, $p = 0.014$, $\varphi = 0.17$）。在面对“加入捐赠箱”决策时，选择“加入”、“不加入”、“再想想”的比例分别为 75.52%、7.00%、17.48%；而在面对“立即捐赠”决策时，选择“捐赠”、“不捐赠”、“再想想”的比例分别为 60.00%、14.48%、25.52%。可以看出，在面对“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，选择“否”和“再想想”的比例均降低了。此结果与本研究之前提出的理论相符：在面对是否“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，个体可以在几乎不考虑决策成本的情况下做决策，降低了决策的成本和收益权衡难度，从而降低了感知决策难度，进而导致他们选择“否”和“再想想”的可能性下降。

鉴于在“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）情景中，选择“否”、“再想想”的比例均下降，且本研究聚焦于探讨和对比捐赠者在哪个实验情境中更可能决策，因此，在后续的分析中，我们将决策意愿由三分类变量编码为二分类变量（1＝ 决策（加入/捐赠），0＝ 未决策（不加入/不捐赠/再想想））。二分类编码后，卡方分析结果显示，“加入捐赠箱”组的被试的决策意愿显著高于“立即捐赠”组（$\chi^2(1, N = 288) = 7.94$, $p = 0.005$, $\varphi = 0.17$）。在面对“加入捐赠箱”决策时，有 75.52%的被试选择加入捐赠箱；而在面对“立即捐赠”决策时，选择立即捐赠的比例为 60.00%。该结果表明，在面对“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，被试的决策意愿显著提高。

**感知决策难度** 以实验情景（1＝ 加入捐赠箱，0＝ 立即捐赠）为自变量，感知决策难度为因变量，单因素方差分析结果显示实验情景对感知决策难度的影响显著（$F(1, 286) = 4.14$, $p = 0.043$, $\eta^2 = 0.01$）：在面对是否“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时，被试的感知决策难度显著降低（$M_{加入捐赠箱} = 2.63$, $SD_{加入捐赠箱} = 1.35$; $M_{立即捐赠} = 2.97$, $SD_{立即捐赠} = 1.45$）。

**中介分析** 为了验证感知决策难度在实验情景与决策意愿之间的中介效应，本研究采用了 Hayes（2013）的中介分析模型（Model 4，Bootstrapping 5000 次），以实验情景（1＝ 加入捐赠箱，0＝ 立即捐赠）为自变量，感知决策难度为中介变量，决策意愿为因变量（1＝ 决策，0＝ 未决策）。结果显示，“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）降低了被试的感知决策

难度（$B = –0.34, SE = 0.17, t = –2.03, p = 0.043$）。在控制了实验情景对决策意愿的直接效应后（$B = 0.67, SE = 0.31, z = 2.14, p = 0.033$），感知决策难度负向影响被试的决策意愿（$B = –1.14, SE = 0.15, z = –7.76, p < 0.001$）。并且，感知决策难度的中介效应显著（95% CI = [0.018, 0.819]；如图 9）。该结果表明，当捐赠者面对是否“加入捐赠箱”（vs.“立即捐赠”）决策时的决策难度更低，从而提升了其决策意愿。作为稳健性检验，为了排除个体差异的影响，与之前实验相同，我们首先通过相关分析发现，家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历与决策意愿显著相关（$r_{家庭年收入} = 0.21, p < 0.001$；$r_{婚恋状态} = –0.14, p = 0.022$; $r_{过往捐赠经历} = –0.25, p < 0.001$；完整相关分析结果详见附录 1）；家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历也与感知决策难度显著相关（$r_{家庭年收入} = –0.26, p < 0.001$; $r_{婚恋状态} = 0.13, p = 0.024$; $r_{过往捐赠经历} = 0.21, p < 0.001$; 完整相关分析结果详见附录 1）。因此，我们在原有中介模型中加入了家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历作为控制变量。结果表明，感知决策难度的中介效应依然显著（95% CI = [0.070, 0.811]）。$H_{2a}$ 再次得以验证。




注：***表示 $p < 0.001$，**表示 $p < 0.01$，*表示 $p < 0.05$，NS 表示 $p > 0.05$。

**图 9 感知决策难度的中介效应（实验 2B）**

### 4.4 讨论

实验 2B 通过调整感知决策难度和决策意愿的测量方式，进一步验证了互联网“捐赠箱”效应的其中一个共同作用机制，即，增加“捐赠箱”为捐赠者提供了一个感知难度较低的初始决策（即，是否“加入捐赠箱”比是否“立即捐赠”的决策难度低），从而提升了他们的决策意愿（即，加入捐赠箱意愿更高）。在下一个实验中，我们将检验另一个共同作用机制——一致性动机在互联网“捐赠箱”效应中的作用。

## 5 实验 3：一致性动机在互联网“捐赠箱”效应中的作用

实验 3 采用激励相容（incentive-compatible）的设计，旨在通过对比增加“捐赠箱”和未增加“捐赠箱”情况下捐赠者的一致性动机和捐赠意愿，检验一致性动机在互联网“捐赠箱”效应中的作用（$H_{2b}$）。结合实验 2 的发现，我们预测，由于增加（vs. 未增加）“捐赠箱”为捐赠者提供了一个感知难度较低的初始决策，提升了他们的决策意愿。而这一初始决

策会增强捐赠者与之相关的一致性动机，从而提高其后续捐赠意愿。为了提高效应的外部效度，本实验采用了新的筹款项目作为实验刺激物。

### 5.1 实验设计和被试

本实验采用单因素组间实验设计，被试被随机分配到增加“捐赠箱”或未增加“捐赠箱”组。参考实验 1 的数据结果，采用 G*Power 3.1 软件（Cohen, 2013），当效应量 $w$ 为 0.20、期望功效值为 0.80 时，最小计划样本量为 197。在正式实验之前，我们在 Aspredicted 预注册了实验 3（https://aspredicted.org/8ZC_5LG）。与之前实验相似，我们计划通过 InsightWorks 平台招募 300 名被试。实际实验过程中，共有 302 名被试参与了实验。在剔除未通过注意力检测的 25 份问卷后，最终获得有效问卷 277 份（女性占比 62.09%，$M = 32.35$ 岁，$SD = 8.22$ 岁）。

### 5.2 实验流程

与实验 2B 相同，为了提升决策的卷入度，所有被试首先被告知他们当中有 5 位会被随机抽取获得 20 元额外报酬，额外报酬的发放规则取决于被试在实验中的决策：如果捐赠，那么 20 元额外报酬会由研究者真实地捐赠给他们捐赠的筹款项目；如果未捐赠，他们则可以获得该额外报酬。

接着，被试首先被引导想象正在浏览“中国绿化基金会[7]”的官方网站，并对网站的基本情况和捐赠流程进行了了解。随后，我们向被试展示了一个正在该网站上募捐的“真实”筹款项目——“自然生态计划”（该项目旨在通过植树造林改善我国土地荒漠化）的界面截图（如图 10）。与实验 2 一致，根据不同的实验情境，被试所看见的项目界面截图略有不同：增加“捐赠箱”组被试将在图片底部看见一个“加入捐赠箱”按钮，而未增加“捐赠箱”组被试则将在同样的位置看见一个“立即捐赠”按钮。

| 增加“捐赠箱” | 未增加“捐赠箱” |
| --- | --- |

[7] 此基金会真实存在，是经国务院常务会议批准成立、由国家林业和草原局主管的全国性公募基金会

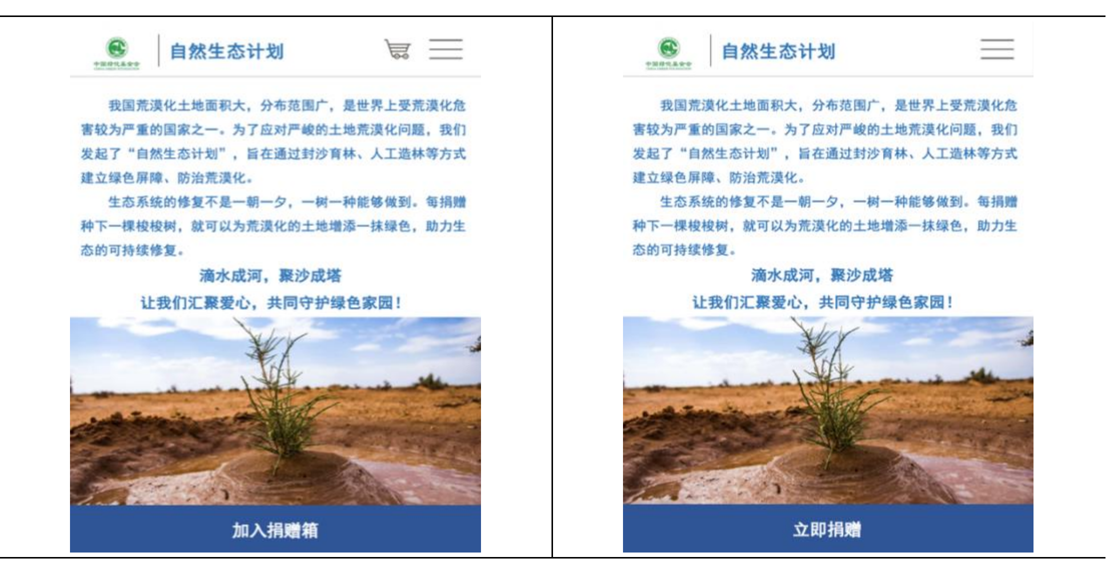



**图 10 增加 vs. 未增加“捐赠箱”实验情境中的筹款项目界面（实验 3）**

在本实验中，增加“捐赠箱”组的被试会面临两次决策：首先决定是否将筹款项目加入“捐赠箱”（1＝ 是，0＝ 否）。只有选择加入“捐赠箱”的被试，会进一步决定是否将可能获得的 20 元额外报酬真实地捐赠给该项目（1＝ 是，0＝ 否；选择不加入“捐赠箱”的被试此处编码为 0）。而未增加“捐赠箱”组的被试仅面临一次决策，即是否将可能获得的 20 元额外报酬真实地捐赠给该项目（1 ＝ 是，0 ＝ 否）。在完成捐赠决策后，借鉴过往研究（Cialdini et al., 1995；Kristofferson et al., 2014），我们使用三个问题测量了所有被试在做捐赠决策时的一致性动机强度（“如果我的行为不一致，我会介意”；“我希望表现出一致性”；“我希望别人认为我是一个一致的人”；1＝ 完全没有，7＝ 非常强烈；α = 0.78）。最后，我们测量了被试的过往捐赠经历（“您之前是否在公益网站捐赠过？”；1＝ 是，2＝ 否），并收集了人口统计学信息（性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态）。

实验结束时，所有被试都获悉了自己的抽奖结果。在此基础上，我们特别向被抽中的被试说明以上设计均为实验情境，他们做出的捐赠决策不会涉及真实捐赠，每位被抽中的参与者都将获得 20 元的额外报酬。随后，我们通过平台向所有被抽中的被试发放了额外报酬。

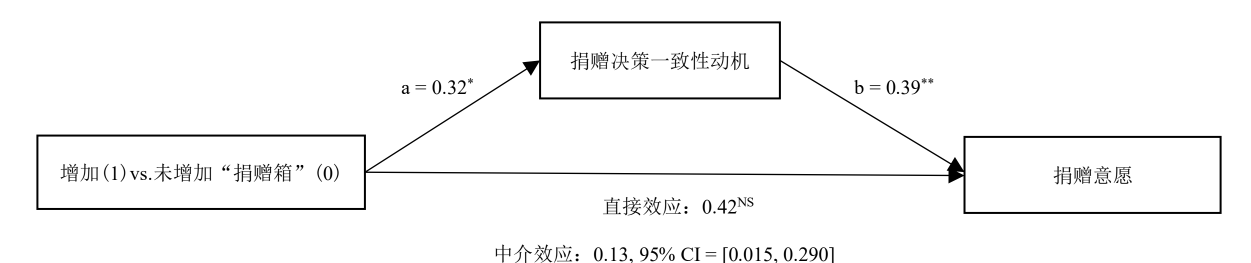
### 5.3 实验结果

**捐赠意愿** 卡方分析结果显示，增加“捐赠箱”组的被试捐赠意愿显著高于未增加“捐赠箱”组（$\chi^2(1, N = 277) = 4.15, p = 0.042, \varphi = 0.12$）。在增加“捐赠箱”组，有 72.14%的被试选择了捐赠（有 77.86%的被试在加入捐赠箱决策时选择将项目加入“捐赠箱”），而在未增加“捐赠箱”组，捐赠的比例为 60.58%。该结果表明，增加“捐赠箱”显著提高了个体捐赠意愿。再次验证了 $H_1$。

**捐赠决策一致性动机** 以实验情景（1＝ 增加“捐赠箱”，0＝ 未增加“捐赠箱”）为自

变量，捐赠决策一致性动机为因变量，单因素方差分析结果显示实验情景对捐赠决策一致性动机有显著影响（$F(1, 275) = 5.24, p = 0.023, \eta^2 = 0.02$）：增加（vs. 未增加）“捐赠箱”显著增强了被试的捐赠决策一致性动机（$M_{增加“捐赠箱”} = 5.69$, $SD_{增加“捐赠箱”} = 1.17$; $M_{未增加“捐赠箱”} = 5.37$, $SD_{未增加“捐赠箱”} =1.18$）。

**中介分析** 为了验证捐赠决策一致性动机在实验情景与捐赠意愿之间的中介效应，本研究采用了 Hayes（2013）的中介分析模型（Model 4，Bootstrapping 5000 次），以实验情景（1 = 增加“捐赠箱”，0 = 未增加“捐赠箱”）为自变量，捐赠决策一致性动机为中介变量，捐赠意愿（1 = 是，0 = 否）为因变量。结果表明，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”增强了被试的捐赠决策一致性动机（$B = 0.32, SE = 0.14, t = 2.29, p = 0.023$）。在控制了实验情景对捐赠意愿的直接效应后（$B = 0.42, SE = 0.26, z = 1.58, p = 0.113$），捐赠决策一致性动机正向影响了被试的捐赠意愿（$B = 0.39, SE = 0.11, z = 3.48, p = 0.005$）。并且，捐赠决策一致性动机的中介效应显著（95% CI = [0.015, 0.290]；如图 11）。作为稳健性检验，我们首先通过相关分析发现，性别、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历与捐赠意愿显著相关（$r_{性别} = 0.14, p = 0.022$; $r_{家庭年收入} = 0.16, p = 0.007$; $r_{婚恋状态} = -0.22, p < 0.001$; $r_{过往捐赠经历} = -0.24, p < 0.001$；完整相关分析结果详见附录 1）；家庭年收入、过往捐赠经历与捐赠决策一致性动机显著相关（$r_{家庭年收入} = 0.21, p = 0.001$; $r_{过往捐赠经历} = -0.20, p = 0.001$；完整相关分析结果详见附录 1）。因此，我们在原有中介模型中加入了性别、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历作为控制变量。结果表明，捐赠决策一致性动机的中介效应依然显著（95% CI = [0.011, 0.281]）。结合实验 2 的发现，该实验结果表明，在增加（vs. 未增加）“捐赠箱”的情况下，由于捐赠者更可能做出难度较低的初始决策（即，加入捐赠箱），这一初始决策会提升捐赠者与之相关的一致性动机，从而提升其后续捐赠意愿。$H_{2b}$ 得以验证。




中介效应：0.13, 95% CI = [0.015, 0.290]

注：***表示 $p < 0.001$，**表示 $p < 0.01$，*表示 $p < 0.05$，NS 表示 $p > 0.05$。

**图 11 捐赠决策一致性动机的中介效应（实验 3）**

### 5.4 讨论

实验 3 通过控制实验，再次验证了互联网“捐赠箱”效应（$H_1$），并证实了该效应的另

一个共同作用机制，即，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”会提升捐赠者与其初始决策相关的一致性动机，从而促使捐赠者做出与初始决策一致的捐赠决策，提升其后续捐赠意愿（$H_{2b}$）。截至目前，我们已通过 4 个实验对比了增加“捐赠箱”和未增加“捐赠箱”对个体捐赠意愿的影响，并分别检验了互联网“捐赠箱”效应及其背后的共同作用机制。在下一个实验中，我们将进一步探索互联网“捐赠箱”效应的有效性边界。

## 6 实验 4A：一致性偏好的调节作用

实验 4A 采用激励相容（incentive-compatible）的设计，旨在通过测量捐赠者的一致性偏好，检验其对互联网“捐赠箱”效应的调节作用（$H_3$）。我们认为，如果互联网“捐赠箱”效应的产生源自于“捐赠箱”增强了捐赠者与其初始决策相关的一致性动机。那么，我们预测，在一致性偏好较高的群体中，这种增强效果会更明显，从而更可能观察到互联网“捐赠箱”效应；相反，在一致性偏好较低的群体中，这种增强效果将减弱或消失，从而导致互联网“捐赠箱”效应将被削弱。

### 6.1 实验设计和被试

本实验采用双因素组间设计，包括一个组间操纵因素（增加 vs.未增加“捐赠箱”；分类变量），和一个测量因素（一致性偏好；连续变量）。为了触及具有全国代表性的样本人群，本实验与中国消费者信心指数（The Chinese CCI）团队进行了合作。中国消费者信心指数是由国内一所知名大学研究团队编制，通过开展以季度为周期的全国范围抽样调研以及大数据舆情分析，旨在了解和反映我国消费者对总体经济发展和多个重要消费领域的满意程度和未来预期，进而反映和预测我国宏观经济发展和消费变化的趋势。经过其调研管理团队的同意，研究者将实验 4A 附在了一期 CCI 调研问卷的结尾处。

采用 G*Power 3.1 软件（Cohen, 2013），参考实验 3 的数据结果，当效应量 *odds ratio* 为 1.9、期望 I 类错误概率为 0.05、期望协变量解释 $R^2$ 为 0.25、期望功效值为 0.80 时、自变量分布为 binormal 时，最小计划样本量为 472。在正式实验之前，我们在 Aspredicted 预注册了实验 4A（https://aspredicted.org/G52_YGK）。与之前实验相似，我们计划通过 CCI 调研招募 500 名被试。实际实验过程中，共有 533 名被试参与了实验。在剔除未通过注意力检测的 12 份问卷后，最终获得有效问卷 521 份（女性占比 52.98%，$M = 32.34$ 岁，$SD = 9.35$ 岁）。

### 6.2 实验流程

本实验的流程与实验 3 基本相同，除了以下几个方面的区别。第一，我们采用了实验 2 中的“乡村助学计划”筹款项目作为实验刺激物。第二，在本实验中，被试的捐赠决策调整

为：是否将参与本次调研的报酬（即，参与 CCI 调研的报酬），真实地捐赠给他们所看见的筹款项目。第三，在完成捐赠决策后，借鉴过往研究（Cialdini et al., 1995；Kristofferson et al., 2014），我们使用三个问题测量了两组被试的一致性偏好（“通常情况下，我不喜欢表现得前后矛盾”；“通常情况下，如果我的决策前后不一致，我会介意”；“通常情况下，我希望保持前后决策一致”；1 = 完全不同意，7 = 非常同意；$\alpha = 0.77$）。

由于 CCI 记录了被试的人口统计学信息（性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态），其管理团队同意将此数据与研究者分享，因此，本实验未重复测量参与者的人口统计学信息。实验结束后，我们告知被试以上均为实验情境，他们做出的捐赠决策不会涉及真实捐赠。

6.3 实验结果

**主效应** 首先，卡方分析结果显示，增加“捐赠箱”组的被试捐赠意愿显著高于未增加“捐赠箱”组（$\chi^2(1, N = 521) = 16.34, p < 0.001, \varphi = 0.18$）。在增加“捐赠箱”组，有 75.48%的被试选择了捐赠（有 88.12%的被试在加入捐赠箱决策时选择将项目加入“捐赠箱”），而在未增加“捐赠箱”组，捐赠的比例为 58.85%。该结果表明，增加“捐赠箱”显著提高了个体捐赠意愿。再次验证了 $H_1$。

为了排除个体差异对捐赠意愿的影响。我们首先通过相关分析发现，婚恋状态、过往捐赠经历与捐赠意愿显著相关（$r_{婚恋状态} = -0.09, p = 0.033$；$r_{过往捐赠经历} = -0.28, p < 0.001$；完整相关分析结果详见附录 1）。因此，我们以实验情景（1 = 增加“捐赠箱”，0 = 未增加“捐赠箱”）为自变量，捐赠意愿（1 = 是，0 = 否）为因变量，以婚恋状态、过往捐赠经历为控制变量进行 logistic 回归分析，结果表明，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”对捐赠意愿的正向影响仍然显著（$B = 0.71, SE = 0.20$, Wald $\chi^2 = 12.46, p < 0.001$, odds ratio = 2.03）。

接着，以一致性偏好为自变量，捐赠意愿（1 = 是，0 = 否）为因变量，logistic 回归分析结果发现一致性偏好对捐赠意愿的显著影响（$B = 0.42, SE = 0.09$, Wald $\chi^2 = 24.89, p < 0.001$, odds ratio = 1.53）。结果表明，被试的捐赠意愿随着一致性偏好的增加而增加。为了排除个体差异的影响，我们在 logistic 回归模型中加入了婚恋状态、过往捐赠经历为控制变量，结果表明，一致性偏好对捐赠意愿的正向影响仍然显著（$B = 0.40, SE = 0.09$, Wald $\chi^2 = 19.25, p < 0.001$, odds ratio = 1.49）。

**交互效应** 以实验情景（1 = 增加“捐赠箱”，0 = 未增加“捐赠箱”）、一致性偏好与两者的交互项为自变量，捐赠意愿（1 = 是，0 = 否）为因变量进行 logistic 回归分析。结果表明，实验情境与一致性偏好的交互项显著（$B = 0.56, SE = 0.18$, Wald $\chi^2 = 9.59, p = 0.002$, odds ratio = 1.76）。通过 Johnson-Neyman 分析发现（如图 12），当一致性偏好得分低于 4.45

时（人数占比为 21.31%），增加（vs. 未增加）“捐赠箱”对捐赠意愿的影响不显著；当一致性偏好得分高于 4.45 时（人数占比为 78.69%），增加（vs. 未增加）“捐赠箱”对捐赠意愿的影响显著（$B = 0.47, z = 1.96, p = 0.05$）。为了排除个体差异的影响，我们在 logistic 回归模型中加入了婚恋状态、过往捐赠经历为控制变量，结果表明，实验情境与一致性偏好对捐赠意愿的交互效应依然显著（$B = 0.48, SE = 0.19$, Wald $\chi^2 = 6.55, p = 0.01$, odds ratio = 1.62）。$H_3$ 得以验证。

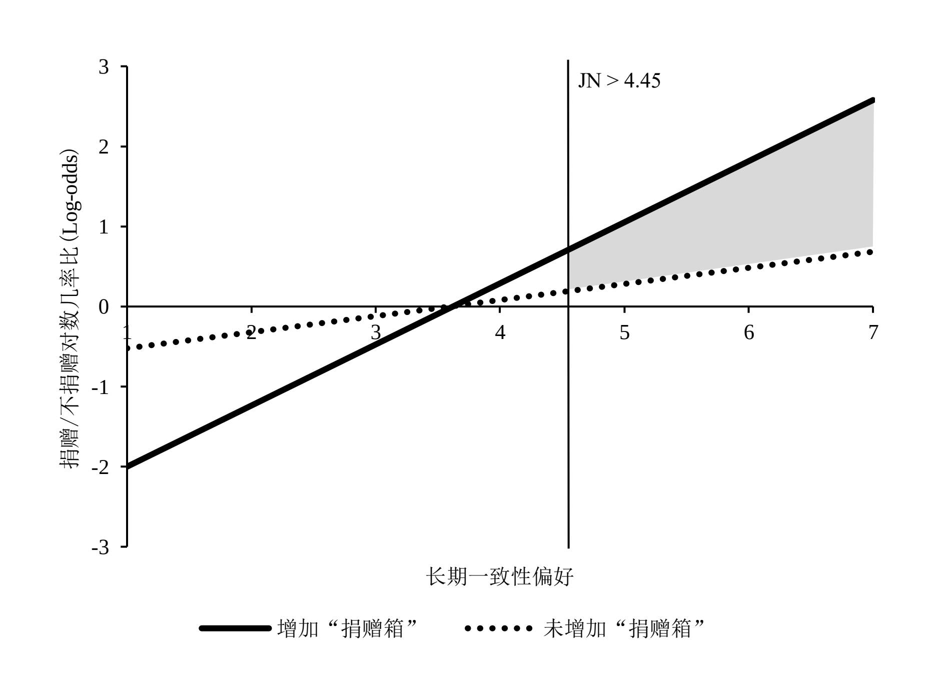



**图 12 一致性偏好的调节效应（实验 4A）**

### 6.4 讨论

实验 4A 证实了一致性偏好的调节作用。我们的结果表明，个体一定程度的一致性偏好是互联网“捐赠箱”效应产生的边界条件，当个体一致性偏好较低（vs. 较高）时，互联网“捐赠箱”效应将被削弱。此外，本实验发现，整体而言，被试的捐赠意愿随着一致性偏好的增加而增强，这可能是由于本实验中 77.35%的参与者曾有过捐赠经历，较高的一致性偏好更可能驱使他们做出与过往一致的捐赠决策。为增加研究结论的稳健性，在下一个实验中，我们将通过操纵的方式，进一步检验一致性偏好的调节作用。

## 7 实验 4B：一致性偏好的调节作用

作为实验 4A 的补充实验，实验 4B 采用激励相容（incentive-compatible）的设计，通过操纵一致性偏好（高 vs.低），进一步检验其在互联网“捐赠箱”效应中的调节作用。

### 7.1 实验设计和被试

本实验采用双因素组间实验设计：2（增加 vs.未增加“捐赠箱”）×2（高 vs.低一致性偏好）。采用 G*Power 3.1 软件（Cohen, 2013），参考实验 4A 的数据结果，当效应量 *odds ratio* 为 1.8、期望 I 类错误概率为 0.05、期望功效值为 0.80 时，自变量分布为 binormal 时，最小计划样本量为 397。在正式实验之前，我们在 Aspredicted 预注册了实验 4B（https://aspredicted.org/1JZ_H9S），并计划通过 InsightWorks 平台招募 400 名被试。实际实验过程中，共有 433 名被试参与了实验。在剔除未通过注意力检测的 30 份问卷后，最终获得有效问卷 403 份（女性占比 66.75%，$M = 33.14$ 岁，$SD = 7.37$ 岁）。

7.3 实验流程

本实验沿用了实验 3 的设计，并新增了针对个体一致性偏好的操纵。具体而言，我们设计了两项不相关的任务。第一项是写作任务，用于操纵个体的高 vs.低一致性偏好。在过往研究中，一致性偏好普遍被视为个体差异，研究者们大多采用测量的方式探讨其影响（Cialdini et al.,1995; Guadagno et al., 2001; Guadagno & Cialdini, 2010; Nail et al., 2010）。为了能够操纵一致性偏好，本实验借鉴了概念启动的操纵方式（Lee et al., 2014；Olson & Ahluwalia, 2021），基于高 vs.低一致性偏好的特征（Guadagno et al., 2001; Guadagno & Cialdini, 2010），我们选取了一致性偏好量表中的一个测量项（Cialdini et al.,1995），并将它分别设计成了关于高 vs.低一致性概念的陈述。其中，高一致性陈述为“通常情况下，应该保持前后决策一致”，而低一致性陈述则为“通常情况下，不同的情景决策需求不同，不需要保持前后决策一致”。所有被试将随机看见以上两个陈述中的一个，并被要求列出三个支持该陈述的理由。针对同一样本库的后测结果表明（N = 103），与低一致性组相比，高一致性组的被试表现出显著更高的一致性偏好（$M_{高一致性} = 6.02, SD_{高一致性} = 1.28; M_{低一致性} = 3.90, SD_{低一致性} = 1.98, p < 0.001$；详见附录 2），验证了该操纵的有效性。完成写作任务后，被试将进入第二项任务——进行捐赠决策。此部分实验流程和设计与实验 3 完全一致。实验结束后，我们通过平台向所有被抽中的被试发放了 20 元额外报酬。

7.3 实验结果

**主效应** 首先，卡方分析结果显示，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”组的被试捐赠意愿无显著差异（$\chi^2(1, N = 403) = 0.37, p = 0.54$）。在增加“捐赠箱”组，有 72.36%的被试选择了捐赠（有 77.39%的被试在加入捐赠箱决策时选择将项目加入“捐赠箱”），而在未增加“捐赠箱”组，捐赠的比例为 69.61%。接着，卡方分析结果显示，高（vs. 低）一致性偏好组的被试捐赠意愿无显著差异（$\chi^2(1, N = 403) = 0.32, p = 0.57$）。在高一致性偏好组，有 72.38%的被试选择了捐赠，而在低一致性偏好组，捐赠的比例为 69.82%。

**交互效应** 以实验情景（1＝ 增加“捐赠箱”，0＝ 未增加“捐赠箱”）、一致性偏好（1＝ 高，0＝ 低）与两者的交互项为自变量，捐赠意愿（1＝ 是，0＝ 否）为因变量进行 logistic 回归分析。结果表明，实验情境与一致性偏好的交互项显著（$B = 0.96$, $SE = 0.45$, Wald $\chi^2 = 4.49$, $p = 0.034$, odds ratio = 2.60）。通过对比分析发现，在高一致性偏好组，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”显著提高了捐赠意愿（79.31% vs. 65.96%; $p = 0.045$）；然而，在低一致性偏好组，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”对捐赠意愿的影响不显著（66.96% vs. 72.73%; $p = 0.35$）。

为了排除个体差异的影响，我们首先通过相关分析发现，年龄、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历与捐赠意愿显著相关（$r_{年龄} = 0.18$, $p < 0.001$；$r_{家庭年收入} = 0.16$, $p = 0.001$；$r_{婚恋状态} = -0.34$, $p < 0.001$；$r_{过往捐赠经历} = -0.20$, $p < 0.001$；完整相关分析结果详见附录 1）。因此，我们在 logistic 回归模型中加入了年龄、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历为控制变量，结果表明，实验情境与一致性偏好对捐赠意愿的交互效应依然边缘显著（$B = 0.94$, $SE = 0.49$, Wald $\chi^2 = 3.66$, $p = 0.056$, odds ratio = 2.55）。$H_3$ 再次得以验证。

### 7.4 讨论

实验 4B 通过激活高 vs.低一致性概念操纵了一致性偏好，检验了一致性偏好在互联网“捐赠箱”效应中的调节作用的稳健性。实验结果表明，在高一致性偏好组，互联网“捐赠箱”效应依然成立，但在低一致性偏好组，该效应消失了，再次验证了 $H_3$。

## 8 讨论

### 8.1 研究结论

不同于过往从现有互联网筹款实践中挖掘可能影响个体捐赠意愿因素的研究，本研究以当前互联网捐赠转化率普遍较低的现实问题为切入点，提出并验证了一个可能影响和促进个体互联网捐赠意愿的潜在因素。具体而言，通过 6 项实验我们发现，在互联网捐赠情境中增加（vs. 未增加）“捐赠箱”将提升个体捐赠意愿。这一结论在采用不同筹款项目类型（疾病救助[实验 1]、教育助学[实验 1、4A]、济困救灾[实验 1]、环境保护[实验 1、3、4B]）、公益倡导[实验 1]）、不同筹款项目数量（50 个[实验 1]、1 个[实验 3–4]）、不同实验环境（小程序模拟募捐平台[实验 1]、假设情景[实验 3–4]）时均成立。同时，研究结果证实了感知决策难度与一致性动机是互联网“捐赠箱”效应产生的共同作用机制。此外，研究结果还发现了个体的一致性偏好对互联网“捐赠箱”效应的调节作用：当个体一致性偏好较低（vs. 较高）时，互联网“捐赠箱”效应将被削弱。

### 8.2 理论贡献

首先，本研究为互联网捐赠行为研究提供了新视角。在以往研究中，学者们往往倾向于从实践出发，探讨和挖掘实践中可能影响个体互联网捐赠意愿的因素（如，樊亚凤 等, 2019；李婉悦, 周欣悦, 2020; Sepehri et al., 2021; 王海燕 等, 2022; 王正位, 王新程, 2021）。与此相反，本研究从理论出发，与过往致力于将理论应用于解决现实问题的心理学研究一致（Arkes & Gaissmaier, 2012; Gneezy et al., 2010; Hsee et al., 2013; Thaler & Sunstein, 2009），探讨了可能影响和促进个体互联网捐赠意愿的创新实践策略。具体而言，本研究基于感知决策难度与一致性动机理论，首次提出并验证了一个能够有效提高个体互联网捐赠意愿的策略——增加“捐赠箱”。这一新视角不仅拓宽了互联网捐赠行为研究的讨论范畴，也为基于“捐赠箱”概念的后续理论研究奠定了基础。

其次，通过拓展可能同时影响感知决策难度与一致性动机的前因变量，本研究丰富了捐赠行为影响因素的理论研究（如，Fisher & Ma, 2014; Hsee et al., 2013; Zhou et al., 2019）。过往已有许多研究探讨了感知决策难度、一致性动机及其前因变量对捐赠行为的影响（如，Ein-Gar et al., 2021; Hsee et al., 2013; Kristofferson et al., 2014），但这些研究主要聚焦于这两个因素的单一效应上，鲜有研究探讨可能同时作用于感知决策难度与一致性动机的前因变量。本研究提出并揭示了增加“捐赠箱”这一前因变量如何同时影响感知决策难度与一致性动机，从而影响捐赠行为，不仅为捐赠行为影响因素的理论研究开辟了新视野，还为理解多种心理和行为动机如何交织并最终塑造个体的捐赠行为提供了新的理论视角。

再者，本研究在慈善捐赠领域验证了一致性偏好对个体决策的重要影响，拓展了一致性相关的理论研究（如，Bator & Cialdini, 2006; Cialdini et al., 1995; Mullen & Monin, 2016）。事实上，过往已有不少研究探讨了一致性在捐赠情境中的作用（如，Hsee et al., 2013; Kristofferson et al., 2014），但这些研究往往聚焦于在情境中激活的一致性动机，鲜有研究关注个体的一致性偏好对个体捐赠决策的影响。通过引入个体一致性偏好的影响，本研究发现互联网“捐赠箱”效应在一致性偏好较低（vs. 较高）的个体中被削弱，这为理解一致性偏好在个体捐赠决策中所扮演的作用提供了新的理论证据。

### 8.3 管理启示

受到公益慈善事业数字化转型的影响，互联网募捐已经成为当前筹款人员开展公益实践的重要渠道。考虑到互联网捐赠转化率普遍较低的现状，本研究结论为筹款人员开展互联网公益实践提供了重要的启示与参考。首先，本研究向开展互联网公益实践的筹款人员提供了一种有效提升捐赠转化率的策略——增加“捐赠箱”，与当前慈善组织所依赖的吸引捐赠者的复杂营销手段和策略不同，该策略简单、成本低，以一种不易察觉却十分有效的方式促

进了个体的捐赠行为。其次，本研究打破了互联网实践中的一个常见认知，即，流程越简化转化率越高[8]。本研究结果表明，通过增加“捐赠箱”这一流程，捐赠转化率不仅未降低，反而得到了提升。这为筹款人员提供了一个新启示：流程简化并不总是最佳选择，而应该更加关注如何在流程中激发和增强捐赠者的捐赠意愿。再者，本研究结论说明，在进行筹款实践时，筹款人员应该充分关注捐赠者的个体差异：实验 4A 和 4B 的结果发现，在应用“捐赠箱”策略时，一致性偏好在不同个体之间起到了差异化的作用，这意味着单一的策略可能不适用于所有捐赠者。基于本研究结论，在实际筹款过程中，筹款人员可以根据捐赠者的过往行为特征识别其一致性偏好，针对一致性偏好较低的捐赠者，筹款人员可以进一步尝试通过其他策略强化其一致性动机来增强“捐赠箱”的积极作用。

### 8.4 未来的研究方向

本研究为后续研究提供了一些值得探索的方向。首先，未来可以考虑决策时间延迟（time delay）对“捐赠箱”效应的影响。所谓时间延迟是指捐赠者在做出“加入捐赠箱”决策与最终捐赠决策之间的时间间隔（Chartrand et al., 1999; Cialdini & Goldstein, 2004）。这一间隔的长短可能会影响捐赠者的捐赠决策一致性动机。例如，随着时间间隔的增长，捐赠者的捐赠决策一致性动机可能会降低，从而削弱互联网“捐赠箱”效应。进一步，未来研究还可以探讨是否存在一个最佳的时间延迟点，能够最大化发挥互联网“捐赠箱”效应的积极作用。

其次，未来研究可以考虑进一步探索“捐赠箱”在捐赠流程中的定位。在本研究中，“捐赠箱”被设计为增加“捐赠箱”情境中捐赠者必经的流程。但值得思考的是，在其他类似的互联网交互情境中，如电商购物，消费者在购买商品时并不总是必须先“加入购物车”，他们可以选择“加入购物车”或“立即购买”两种路径。因此，对于互联网捐赠情境，若“捐赠箱”不再是捐赠流程中的必经环节，而是作为一个选项存在，是否依然能够降低捐赠者的感知决策难度？在此情境下，互联网“捐赠箱”效应是否依然存在？该探索将为理论发展和筹款实践提供进一步的见解和策略建议。

再者，未来研究可以探索更多可能调节互联网“捐赠箱”效应的因素。除了本研究目前所讨论到的一致性偏好外，可能还有其他因素会对互联网“捐赠箱”效应产生调节作用。例如，影响感知决策难度的个人相关因素（如，个体偏好不确定性（Chernev, 2003）、个人知识和经验（Alba & Hutchinson, 1987））等。举例来说，如果捐赠者已经对某个筹款项目有了明确的捐赠偏好，那么“加入捐赠箱”与“立即捐赠”的感知决策难度可能不再存在差异，

---

[8] 信息来源：https://www.classy.org/blog/simplify-donation-process-give-donors-direct-flight/

这将导致增加“捐赠箱”与否对个体捐赠意愿的影响不再明显。此外，文化背景也是一个重要的考量因素（Cialdini et al., 1999; Rhee et al., 1996）。本研究是在中国的文化背景下进行的，因此未来研究可以进一步探索在不同文化和不同国家的捐赠者是否对“捐赠箱”策略有不同的反应。这不仅有助于我们更深入地了解互联网“捐赠箱”效应，还可以为国际公益行业从业者制定更为精准和有效的筹款策略提供参考。

# 参考文献


Adena, M., & Huck, S. (2020). Online fundraising, self-image, and the long-term impact of ask avoidance. *Management Science*, *66*(2), 722−743.

Alba, J. W., & Hutchinson, J. W. (1987). Dimensions of consumer expertise. *Journal of Consumer Research*, *13*(4), 411–454.

Anderson, C. J. (2003). The psychology of doing nothing: Forms of decision avoidance result from reason and emotion. *Psychological Bulletin*, *129*(1), 139–167.

Arkes, H. R., & Gaissmaier, W. (2012). Psychological research and the prostate-cancer screening controversy. *Psychological Science*, *23*(6), 547–553.

Bain. (2019). *China internet charity: Stimulating individual donation enthusiasm*. Retrieved September 7, 2023, from https://www.bain.cn/pdfs/201905060155228407.pdf

[贝恩. 2019. *中国互联网慈善：激发个人捐赠热情*. 2023-09-07 取自 https://www.bain.cn/pdfs/201905060155228407.pdf]

Bator, R. J., & Cialdini, R. B. (2006). The nature of consistency motivation: Consistency, aconsistency, and anticonsistency in a dissonance paradigm. *Social Influence*, *1*(3), 208–233.

Berliner, L. S., & Kenworthy, N. J. (2017). Producing a worthy illness: Personal crowdfunding amidst financial crisis. *Social Science & Medicine*, *187*, 233–242.

Broniarczyk, S. M., & Griffin, J. G. (2014). Decision difficulty in the age of consumer empowerment. *Journal of Consumer Psychology*, *24*(4), 608–625.

Chartrand, T., Pinckert, S., & Burger, J. M. (1999). When manipulation backfires: The effects of time delay and requester on the foot-in-the-door technique. *Journal of Applied Social Psychology*, *29*(1), 211–221.

Chernev, A. (2003). When more is less and less is more: The role of ideal point availability and assortment in consumer choice. *Journal of Consumer Research*, *30*(2), 170–183.

Cho, E. K., Khan, U., & Dhar, R. (2013). Comparing apples to apples or apples to oranges: The role of mental representation in choice difficulty. *Journal of Marketing Research*, *50*(4), 505–516.

Cialdini, R. B., & Goldstein, N. J. (2004). Social influence: Compliance and conformity. *Annual Review of Psychology*, *55*, 591–621.

Cialdini, R. B., Trost, M. R., & Newsom, J. T. (1995). Preference for consistency: The development of a valid measure and the discovery of surprising behavioral implications. *Journal of Personality and Social Psychology*, *69*(2), 318–328.

Cialdini, R. B., Wosinska, W., Barrett, D. W., Butner, J., & Gornik-Durose, M. (1999). Compliance with a request in two cultures: The differential influence of social proof and commitment/consistency on collectivists and individualists. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *25*(10), 1242–1253.

Close, A. G., & Kukar-Kinney, M. (2010). Beyond buying: Motivations behind consumers' online shopping cart use. *Journal of Business Research*, *63*(9–10), 986–992.

Cohen, J. (2013). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Routledge.

Dhar, R. (1996). The effect of decision strategy on deciding to defer choice. *Journal of Behavioral Decision Making*, *9*(4), 265–281.

Ein-Gar, D., Levontin, L., & Kogut, T. (2021). The adverse effect of choice in donation decisions. *Journal of Consumer Psychology*, *31*(3), 570–586.

Fan, Y. F., Jiang, J., & Cui, W. Q. (2019). The backfire effect of default amounts on donation behavior in online donation platform. *Acta Psychologica Sinica*, *51*(4), 415–427.

[樊亚凤, 蒋晶, 崔稳权. (2019). 网络公益平台默认选项设置对个人捐赠意愿的影响及作用机制. *心理学报*, *51*(4), 415–427.]

Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, *7*(2), 117–140.

Fisher, R. J., & Ma, Y. (2014). The price of being beautiful: Negative effects of attractiveness on empathy for children in need. *Journal of Consumer Research*, *41*(2), 436–450.

Freedman, J. L., & Fraser, S. C. (1966). Compliance without pressure: The foot-in-the-door technique. *Journal of Personality and Social Psychology*, *4*(2), 195–202.

Gawronski, B., & Strack, F. (2012). Cognitive consistency as a basic principle of social information processing. In B. Gawronski, & F. Strack (Eds.), *Cognitive consistency: A fundamental principle in social cognition* (pp. 1–16). The Guilford Press.

Ge, Y., Li, X., Li, F., Chen, F., Sun, B., & Li, W. (2023). Benefit-cost trade-offs-based empathic choices. *Personality and Individual Differences*, *200*, 111875.

Gneezy, A., Gneezy, U., Nelson, L. D., & Brown, A. (2010). Shared social responsibility: A field experiment in pay-what-you-want pricing and charitable giving. *Science*, *329*(5989), 325–327.

Gneezy, A., Imas, A., Brown, A., Nelson, L. D., & Norton, M. I. (2012). Paying to be nice: Consistency and costly prosocial behavior. *Management Science*, *58*(1), 179–187.

Guadagno, R. E., Asher, T., Demaine, L. J., & Cialdini, R. B. (2001). When saying yes leads to saying no: Preference for consistency and the reverse foot-in-the-door effect. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *27*(7), 859–867.

Guadagno, R. E., & Cialdini, R. B. (2010). Preference for consistency and social influence: A review of current research findings. *Social Influence*, *5*(3), 152–163.

Gul, P., Keesmekers, N., Elmas, P., Köse, F. E., Koskun, T., Wisman, A., & Kupfer, T. R. (2022). Disease avoidance motives trade-off against social motives, especially mate-seeking, to predict social distancing: Evidence from the Covid-19 pandemic. *Social Psychological and Personality Science*, *13*(8), 1281–1293.

Hanselmann, M., & Tanner, C. (2008). Taboos and conflicts in decision making: Sacred values, decision difficulty, and emotions. *Judgment and Decision Making*, *3*(1), 51–63.

Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach.* The Guilford Press.

Hsee, C. K., Zhang, J., Lu, Z. Y., & Xu, F. (2013). Unit asking: A method to boost donations and beyond. *Psychological Science*, *24*(9), 1801–1808.

Iyengar, S. S., & Lepper, M. R. (2000). When choice is demotivating: Can one desire too much of a good thing? *Journal of Personality and Social Psychology*, *79*(6), 995–1006.

Jussim, L., Yen, H., & Aiello, J. R. (1995). Self-consistency, self-enhancement, and accuracy in reactions to feedback. *Journal of Experimental Social Psychology*, *31*(4), 322–356.

Kristofferson, K., White, K., & Peloza, J. (2014). The nature of slacktivism: How the social observability of an initial act of token support affects subsequent prosocial action. *Journal of Consumer Research*, *40*(6), 1149–1166.

Kruglanski, A. W., Jasko, K., Milyavsky, M., Chernikova, M., Webber, D., Pierro, A., & Di Santo, D. (2018). Cognitive consistency theory in social psychology: A paradigm reconsidered. *Psychological Inquiry*, *29*(2), 45–59.

Kukar-Kinney, M., & Close, A. G. (2010). The determinants of consumers' online shopping cart abandonment. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *38*, 240–250.

Kwak, D. H. A., Ramamurthy, K. R., Nazareth, D., & Lee, S. (2018). The moderating role of helper's high in anchoring process: An empirical investigation in the context of charity website design. *Computers in Human Behavior, 84,* 230–244.

Lecky, P. (1945). *Self-consistency; a theory of personality*. Island Press.

Lee, S., Winterich, K. P., & Ross Jr, W. T. (2014). I'm moral, but I won't help you: The distinct roles of empathy and justice in donations. *Journal of Consumer Research*, *41*(3), 678–696.

Li, W. Y., & Zhou, X. Y. (2020). The effect of Suiyuan on charitable giving through online fundraising platforms. *Chinese Journal of Applied Psychology*, *26*(4), 298–306.

[李婉悦, 周欣悦. (2020). "随缘"对网络公益平台捐赠金额的影响. *应用心理学*, *26*(4), 298–306.]

Luce, M. F. (1998). Choosing to avoid: Coping with negatively emotion-laden consumer decisions. *Journal of Consumer Research*, *24*(4), 409–433.

Lv, L., & Huang, M. (2022). Can personalized recommendations in charity advertising boost donation? The role of perceived autonomy. *Journal of Advertising*. Advance online publication. https://doi.org/10.1080/00913367.2022.2109082

Mullen, E., & Monin, B. (2016). Consistency versus licensing effects of past moral behavior. *Annual Review of Psychology*, *67*, 363–385.

Nail, P. R., Correll, J. S., Drake, C. E., Glenn, S. B., Scott, G. M., & Stuckey, C. (2001). A validation study of the preference for consistency scale. *Personality and Individual Differences, 31*(7), 1193–1202.

Olson, N. J., & Ahluwalia, R. (2021). When sharing isn't caring: The influence of seeking the best on sharing favorable word of mouth about unsatisfactory purchases. *Journal of Consumer Research*, *47*(6), 1025–1046.

Pascual, A., Carpenter, C. J., Guéguen, N., & Girandola, F. (2016). A meta-analysis of the effectiveness of the low-ball compliance-gaining procedure. *European Review of Applied Psychology*, *66*(5), 261–267.

Rhee, E., Uleman, J. S., & Lee, H. K. (1996). Variations in collectivism and individualism by ingroup and culture: Confirmatory factor analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, *71*(5), 1037–1054.

Ross, M. (1989). Relation of implicit theories to the construction of personal histories. *Psychological Review*, *96*(2), 341–357.

Savary, J., & Dhar, R. (2020). The uncertain self: How self-concept structure affects subscription choice. *Journal of Consumer Research*, *46*(5), 887–903.

Sela, A., Berger, J., & Liu, W. (2009). Variety, vice, and virtue: How assortment size influences option choice. *Journal of Consumer Research*, *35*(6), 941–951.

Sepehri, A., Duclos, R., Kristofferson, K., Vinoo, P., & Elahi, H. (2021). The power of indirect appeals in peer-to-peer fundraising: Why “S/He” can raise more money for me than “I” can for myself. *Journal of Consumer Psychology*, *31*(3), 612–620.

Smith, S., Windmeijer, F., & Wright, E. (2015). Peer effects in charitable giving: Evidence from the (running) field. *The Economic Journal*, *125*(585), 1053–1071.

Snyder, J., Crooks, V. A., Mathers, A., & Chow-White, P. (2017). Appealing to the crowd: Ethical justifications in Canadian medical crowdfunding campaigns. *Journal of Medical Ethics*, *43*(6), 364–367.

Thaler, R. H., & Sunstein, C. R. (2009). *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness.* Penguin.

Thompson, D. V., Hamilton, R. W., & Petrova, P. K. (2009). When mental simulation hinders behavior: The effects of process-oriented thinking on decision difficulty and performance. *Journal of Consumer Research*, *36*(4), 562–574.

Tversky, A., & Shafir, E. (1992). Choice under conflict: The dynamics of deferred decision. *Psychological Science*, *3*(6), 358–361.

Valenzuela, A., Dhar, R., & Zettelmeyer, F. (2009). Contingent response to self-customization procedures: Implications for decision satisfaction and choice. *Journal of Marketing Research*, *46*(6), 754–763.

Van Ittersum, K., Wansink, B., Pennings, J. M., & Sheehan, D. (2013). Smart shopping carts: How real-time feedback influences spending. *Journal of Marketing*, *77*(6), 21–36.

Wang, H. Y., Fei, X. Z., & Wang, Y. W. (2022). The effect of the number of donation amount options on individual donation intention. *Nankai Business Review*. Advance online publication. https://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20220913.1345.004.html

[王海燕, 费显政, 王涯薇. (2022). 捐赠金额选项数量对个体捐赠意愿的影响. *南开管理评论*. 网络首发. https://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20220913.1345.004.html]

Wang, Z. W., & Wang, X. C. (2021). Trust and donation: The role of social network in donation-based crowdfunding. *Journal of Management World*, *37*(3), 34–50, 4–7.

[王正位, 王新程. (2021). 信任与捐赠：社会网络在捐赠型众筹中的认证作用. *管理世界*, *37*(3), 34–50, 4–7.]

Zhou, X., Kim, S., & Wang, L. (2019). Money helps when money feels: Money anthropomorphism increases charitable giving. *Journal of Consumer Research*, *45*(5), 953–972.

# Online ‘donation cart’ effect: The impact of ‘donation cart’ on online charitable giving

ZHAO Yuanjie[1,2], MO Zichuan[3], MA Jingjing[1,2]

(*[1] National School of Development, Peking University, Beijing* 100871*, China*)

(*[2] Women's Leadership Research Centre, Peking University, Beijing* 100871*, China*)

(*[3] International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University, Zhuhai* 519082*, China*)

**Abstract**

In online charitable giving, low donation conversion rates present a significant challenge. While much of the prior research in this area has concentrated on factors tied to existing fundraising practices, our research proposes and examines a novel factor that could significantly impact donation conversion rates: the addition of a ‘donation cart’. Our findings suggest that adding a ‘donation cart’ can boost donations in online fundraising, which we termed the online ‘donation cart’ effect. This effect occurs because adding a ‘donation cart’ makes it easier for people to make initial decisions (i.e., deciding to add to the donation cart) and subsequently ensures consistency in their donation decisions. Furthermore, we propose that the preference for consistency moderates the ‘online donation cart’ effect, such that this effect is attenuated among those with a lower (vs. higher) preference for consistency.

We conducted six studies to test our propositions. Study 1 was a mini-program experiment designed to simulate a real online fundraising environment. We developed two simulated donation platforms—one with the addition of a ‘donation cart’ and one without—to compare their fundraising performances. Subsequently, Studies 2A, 2B, and 3 were three controlled experiments that examined the joint underlying mechanisms of the online ‘donation cart’ effect: perceived decision difficulty and consistency motive. Specifically, Studies 2A and 2B compared individuals’ perceived decision difficulty and their decision intention when deciding whether to ‘add to the donation cart’ vs. ‘donate immediately’. Study 3 evaluated the impact of adding (vs. not adding) a ‘donation cart’ on individuals’ consistency motive and donation intention. Lastly, Studies 4A and 4B both measured and manipulated individuals’ preference for consistency, examining the interaction effect between adding (vs. not adding) a ‘donation cart’ and levels (lower vs. higher) of

preference for consistency on individuals' donation intentions.

As predicted, Study 1 demonstrated that adding (vs. not adding) a 'donation cart' significantly boosted donations, thus supporting the online 'donation cart' effect. Studies 2A and 2B further revealed that deciding whether to 'add to the donation cart' (vs. 'donate immediately') was perceived as easier, thereby increasing individuals' decision intention. Study 3 then established that adding (vs. not adding) a 'donation cart' strengthened individuals' motivation for consistency related to their initial decisions, which ultimately increased their donation intention. Lastly, Studies 4A and 4B found that the online 'donation cart' effect was attenuated in individuals with a lower (vs. higher) preference for consistency, confirming the moderating role of the preference for consistency.

This research contributes to the literature on donation behavior, deepening our grasp of online charitable behavior by uncovering previously unexplored determinants. Moreover, it provides practitioners in the charitable sector with important practical insights, setting the stage for more effective strategies in digital philanthropy.

**Keywords** individual giving, online giving, decision difficulty, consistency motive, preference for consistency

# 附录 1:

为了排除个体差异变量（性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历）对因变量的影响，我们首先通过相关分析，识别出与因变量显著相关的变量，以下为相关分析结果汇总（见附录 1-表 1）

**附录 1-表 1 相关分析结果汇总（实验 1-4）**

| | 因变量 | 性别（1 = 男; 2 = 女） | 年龄 | 家庭年收入 | 婚恋状态（1 = 已婚; 2 = 未婚） | 过往捐赠经历（1 = 是; 2 = 否） |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 实验 1 | 捐赠意愿（1 = 是; 0 = 否） | 0.15* | –0.08 | –0.04 | 0.12 | –0.13 |
| 实验 2A | 决策意愿（1 = 再看看; 7 = 加入捐赠箱/立即捐赠） | 0.08 | 0.00 | 0.22** | –0.16* | –0.14* |
| | 感知决策难度（1 = 非常容易; 7 = 非常困难） | –0.03 | –0.11 | –0.20** | 0.13 | 0.05 |
| 实验 2B | 决策意愿（1 = 决策; 0 = 未决策） | -0.05 | -0.06 | 0.21*** | –0.14* | –0.25*** |
| | 感知决策难度（1 = 非常容易; 7 = 非常困难） | 0.02 | -0.00 | -0.26*** | 0.13* | 0.21*** |
| 实验 3 | 捐赠意愿（1 = 是; 0 = 否） | 0.14* | 0.03 | 0.16** | -0.22*** | –0.24*** |
| | 捐赠决策一致性动机（1 = 完全没有; 7 = 非常强烈） | -0.01 | 0.05 | 0.21** | –0.08 | –0.20** |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 实验 4A | 捐赠意愿<br>（1 = 是; 0 = 否） | 0.04 | 0.03 | 0.08 | -0.09* | –0.28*** |
| 实验 4B | 捐赠意愿<br>（1 = 是; 0 = 否） | 0.05 | 0.18*** | 0.16** | -0.34*** | –0.20*** |

注：1）婚恋状态中的‘未婚’包含除‘已婚’外所有类别；2）***表示 $p < 0.001$，**表示 $p < 0.01$，*表示 $p < 0.05$

附录 2:

为了检验实验 4B 中一致性偏好（高 vs.低）的操纵有效性，我们开展了一项后测实验。具体而言，我们通过 InsightWorks 招募了 105 名被试，在剔除未通过注意力检测的 2 份问卷后，最终获得有效问卷 103 份（女性占比 66.99%，其他占比 0.97%，$M = 32.83$ 岁，$SD = 7.69$ 岁）。

在该实验中，我们设计了两项不相关的任务。第一项是与实验 4B 中相同的写作任务，用于操纵一致性偏好（高 vs.低）。第二项是自我评估任务，用于检验一致性偏好的操纵有效性。具体而言，我们使用了两个问项分别测量被试的即时偏好：一致性偏好（“我会保持前后决策一致”）和不一致性偏好（“我会根据情景调整决策，不追求前后决策一致”；1 = 完全不同意，7 = 非常同意）。结果显示，高（vs. 低）一致性组的被试表现出显著更高的一致性偏好（$M_{高一致性} = 6.02$, $SD_{高一致性} = 1.28$; $M_{低一致性} = 3.90$, $SD_{低一致性} = 1.98$, $p < 0.001$）；相反，低（vs. 高）一致性组的被试表现出显著更高的不一致性偏好（$M_{低一致性} = 5.64$, $SD_{低一致性} = 1.61$; $M_{高一致性} = 4.25$, $SD_{高一致性} = 2.12$, $p < 0.001$）。验证了该操纵的有效性。